

KOÇ UNIVERSITY-TÜSİAD ECONOMIC RESEARCH FORUM  
WORKING PAPER SERIES

# **FİYAT TEORİSİNİN MALİ TEORİSİNE FARKLI BİR BAKIŞ: MLSTAR VE MLP MODELLERİ**

Melike Bildirici  
Özgür Ersin

Working Paper 1115  
June 2011

# **FİYAT TEORİSİNİN MALİ TEORİSİNE FARKLI BİR BAKIŞ: MLSTAR ve MLP MODELLERİ**

**Melike Bildirici**

*Yıldız Teknik Üniversitesi*

**Özgür Ersin**

*Beykent Üniversitesi*

Haziran 2011

## **ÖZET**

Fiyat seviyelerinin belirlenmesinde, FTPL teorisindeki gelişmeleri takiben miktar teorisinin eski mevcudiyeti sorgulanır olmuştur. FTPL Teorisi fiyat seviyelerinin sadece parasal büyüklüklerle değil aynı zamanda maliye politikaları etkisiyle de değişebileceğini göstermiştir. FTPL Teorisine göre mali politikaların baskın olduğu ekonomilerde fiyat seviyeleri bağımsız olarak uygulanan maliye politikalarıyla belirlenebilecektir. Bu görüş hükümetlerin uyguladığı ekonomi politikalarını tekrar sorgulanır hale getirmiştir. Bu çalışmanın amacı Türkiye ekonomisinde 1985.01–2008.10 döneminde FTPL teorisi çerçevesinde Mali disiplini analiz etmektir. Çalışma doğrusal modeller yerine doğrusal olmayan modeller kullanmayı amaçlamaktadır. Bu modeller içinde belirgin olan STAR, LSTAR modelleri kullanılacak, MLSTAR modelleri ile Stokastik Yapay Sinir Ağları ve MLP yöntemlerinden hareket ile SANN-MLSTAR modelleri geliştirilecektir.

**Anahtar Kelimeler:** FTPL, SANN, STAR, LSTAR, MLSTAR, MLP

## 1. GİRİŞ

Bu çalışmanın amacı Fiyat seviyesinin belirlenmesine ilişkin maliye teorisi çerçevesinde Yumuşak Geçişli (Oto)Regresyon Modelleri'nin kullanılması ve MLSTAR VE Stokastik Yapay Sinir Ağları (SANN) modellerinin geliştirilmesidir.

Fiyat seviyesinin belirlenmesine ilişkin maliye teorisinin incelendiği çalışmalarda Fiyat Seviyesinin Mali Teorisi (FTPL) teorisinin doğrudan incelendiği çalışmalar çoğunlukla doğrusal modellerden oluşmakta ise de son yıllarda FTPL teorisinin test edildiği çalışmalar içerisinde, doğrusal olmayan ekonometrik yöntemlerin kullanımı gittikçe artmaktadır. Bu yöntemler kullanılarak FTPL teorisinin ve/veya maliye politikalarının sürdürülebilirliğinin rejim geçişli modellerle test edilmeye başlandığı görülmektedir. Bu çalışmalarda eşik yapısını içeren TAR ve ESTAR modellerine başvurulmakta ise de FTPL teorisinin doğrudan test edilmesi amaçlanmamaktadır.

Bu çalışmada ise FTPL teorisinin test edilmesine ilişkin Stokastik Yapay Sinir Ağları (SANN) ve Yumuşak Geçişli (Oto)Regresyon Modelleri'nin geliştirilmesine yöneliktir. FTPL konusundaki çalışmalarda Yumuşak Geçişli (Oto)Regresyon Modelleri'nin kullanıldığı bir çalışmayla karşılaşılmamıştır. Maliye politikalarının izlediği, borçlara ve faiz dışı fazlaların sürdürülebilirliğine ilişkin TAR modelleri kullanılmaya başlanmışsa da bu modellerde, Hamilton ve Flavin (1986) çalışmasındaki birim kök testlerinin kullanıldığı yaklaşım esas alındığından çalışmamızdaki yöntemden farklılaşmaktadır. Bu çalışmalarda TAR ve ESTAR modelleri mali değişkenlerin doğrusal olmayan çerçevede durağanlığının analiziyle ilişkilidir.

Çalışma da STAR ve SANN modellerinin kullanılmasına ilişkin çerçeve sunulmaya çalışılmıştır. Çalışmanın ikinci ve üçüncü bölümünde FTPL teorisini analiz eden çalışmalar incelenir iken dördüncü bölümde ekonometri teorisi analiz edilecektir. Beşinci bölüm sonuçların tartışıldığı bölümdür.

## 2. FAİZ ORANI VE FAİZ DIŞI FAZLA DEĞİŞKENİNİ KULLANAN FTPL ÇALIŞMALARI

Leeper (1991), Bohn (1998), Afonso (2002), Loyo (1999) faiz dışı fazla ve nominal faiz oranlarına ilişkin kuralların tahmin edildiği temel çalışmalarıdır. Davig ve Leeper (2005) ve Sims ve Zha (2004) tarafından doğrusal olmayan Rejim Geçişli modellere genelleştirilmiştir. Öte yandan, kuralların doğrusal olmayan yöntemlerle tahmin edilmesine yönelik diğer temel çalışmalardan olan Favero ve Giavazzi (2003), Edielle ve Jackson (2007) ve Greiner ve Kauerman (2007) çalışmaları, FTPL teorisinin analizinde doğrusal olmayan yapı eşik mantığını bünyesinde barındıran modellerle benzer yapıya sahiptir.

Afonso (2002), Avrupa Birliğine üyesi 15 ülkede 1970-2001 döneminde panel analizi ile faiz dışı fazla kuralını faiz dışı fazla/GSMH oranının bağımlı değişken olduğu ve borç stokunun GSMH'ya oranının açıklayıcı değişken olduğu modeli tahmin etmektedir. Afonso (2002), fiyat seviyesinin ve borç stokunun bağımlı değişken olduğu iki model daha tahmin ederek bu modellerde de benzer sonuçlar elde etmiştir.

Bohn (1998) çalışmasında, Leeper (1991) faiz dışı fazla kuralı ile benzer yapıya sahip bir modelde, faiz dışı fazlaların belirlenmesinde maliye otoritesinin borç stokunu gözetip gözetmediği incelenmektedir. Bohn (1998) çalışmasında, Hodrick Prescott filtresi

kullanılarak modele çevrimsel değişkenlerin eklenmesi, modelde iş çevriminin etkisinin modele dahil edilerek doğrusal olmayan yapıya ilişkin bir değişkenin modele dahil edilmesi olarak düşünülebilir. Modelinde 1916–1995 dönemi için regresyon modelini tahmin ederek ABD ekonomisinde kamu yükümlülüklerinden faiz dışı bütçe fazlalarına doğru pozitif yönlü bir geri yansımanın geçerli bulunmasının, bu dönemde takip edilen politikaların Ricardocu olmasına işaret ettiğine değinmektedir.

Woodford (1998), Bohn (1998) sonuçlarını FTPL teorisi kapsamında değerlendirilerek, ABD ekonomisinde 2. Dünya Savaşını takiben (Bohn çalışmasındaki dönemi kapsayan dönemde), mali dengenin kamu borçlarını gözettiğini, Ricardocu denklemin geçerli olabileceğini tartışmaktadır. Nitekim, fiyat seviyesi, faiz oranları, kamu borçları ve faiz dışı fazlalar Ricardocu rejimlerle olduğu kadar Ricardocu olmayan rejimlerde de beraber hareket edebilmektedir. Cochrane (1998), bu çerçevede rejimler arasındaki ayırımın incelenmesindeki problemlere dikkat çekerek, şimdiki zamana indirgenmiş bütçe kısıtı ilişkisinin rejimler Ricardocu olsa da olmasa da tutması gerektiğini ortaya koymaktadır. Bu çerçevede, Erdoğan (2003) ve Tanner ve Ramos (2002) çalışmalarında Bohn (1998) modeline benzer yapıdaki dinamik terimler içermeyen faiz dışı fazla kurallarının geriye dönük yapıya sahip olduğuna; FTPL teorisinin incelenmesinde ise zamanlararası bütçe kısıtı çerçevesinde gelecek beklentilerinin modele dâhil edilmesi önem vermektedirler.

Creel ve Le Bihan (2001), Cochrane eleştirisinden hareket etmekte; Fransa ve ABD ekonomisi için test ettikleri VAR modellerinde, yapısal ve çevrimsel faiz dışı fazla serileri arasındaki korrelasyonun istatistikî olarak anlamlı bulunmamasından hareketle, faiz dışı fazla şoklarının kamu yükümlülüklerinde negatif bir tepkiye sebep olduğunu ortaya koymakta; Canzoneri et. al. (2001) sonuçlarını destekler sonuçlar elde etmektedir.

Sala (2004), VAR modelleri kapsamında, ABD ekonomisinde takip edilen politikaların Canzoneri et. al. (2001) sonuçlarının aksine, 1960–1979 döneminde Ricardocu olmayan yapıda olduğunu; 1990 sonrası dönemde ise Ricardocu rejimlerin hâkim olduğu yapıda olduğu sonucuna varmaktadır.

Thams (2006, 2007) doğrusal VAR ve doğrusal olmayan MS-VAR modellerinin kullanıldığı çalışmalarında, İspanya’da 1986–1998 ve Almanya’da 1970–1998 dönemlerinde mali şokların fiyat seviyesi üzerindeki pozitif etkilerin reddedilemeyeceği sonucuna varmışlardır. Claeys ve diğ. (2008), VAR modelleri çerçevesinde test ettikleri çalışmalarında, Almanya’da bölgesel yönetimlerin Ricardocu olmayan yapıda politikalar uygularken, genel yönetimin izlediği Ricardocu politikaların, bölgesel yönetimlerin izlediği Ricardocu-olmayan politikaların servet etkilerini bertaraf ettiğini ortaya koymaktadır.

Edielle ve Jackson (2007) çalışması, Bohn (1998) çalışmasını Güney Afrika için tekrarlayarak maliye politikasının borçlara karşı tepkisine ilişkin parametrenin 1975–2005 dönemi için pozitif tahmin edilmekle beraber, 1975–1993 ve 1993–2005 dönemleri için ayrı ayrı tahmin edilerek, 1993 sonrasında maliye politikasının tepkisinin beklenenin aksine negatif olduğunu göstermekte, değişkenin negatif yöne dönmesinin tepki fonksiyonunun doğrusal değil dışbükey yapıda olabileceğine ilişkin bir bulgu olduğuna değinmektedir.

### **3. TÜRKİYE EKONOMİSİNDE FTPL TEORİSİNİN TEST EDİLDİĞİ ÇALIŞMALAR**

Türkiye’de bütçe açıklarının enflasyon üzerindeki etkilerinin kointegrasyon yönteminin kullanılarak analiz edildiği Metin (1995) çalışmasında, 1954–1959, 1977–1980

ve 1984–1995 üç alt döneminde bütçe açıklarının enflasyon oranını pozitif yönde etkilediği sonucuna varılmıştır.

Akçay, Alper ve Özmucur (1996), Türkiye’de II. Dünya Savaşı sonrası dönemde yıllık veriler kullanarak parasal büyüme, enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkileri incelemiş ve uzun dönemde paranın yansız olmasının yanında bütçe açıklarının nispi fiyatlar üzerindeki enflasyonist etkilerini göstermiştir.

Çetintaş (2005), 1985–2003 dönemi için üç aylık verilerden hareketle elde ettiği kointegrasyon ve hata düzeltme modelini kurarak bütçe açıklarının enflasyonist etkilerini reddedememekte; nedensellik testleri ile yapılan analizde, bütçe açıkları ve enflasyon arasındaki karşılıklı ilişkiyi ortaya koymaktadır.

Cansu (2005), Türkiye’de iç borçlanma, faiz oranı ve kurlardan oluşan zaman serileri için tahmin ettiği VAR modeli ve nedensellik testleriyle, iç borçlanma, faiz oranı ve kurlar arasındaki etkileşime dikkat çekerek Türkiye’de iç borçlanmanın mali baskınlık yarattığı sonucuna ulaşmaktadır.

Creel ve Kamber (2004), Türkiye ekonomisi için iç borç ve faiz dışı fazla serileri ile tahmin ettikleri VAR modellerinde, 1975–2000 döneminde takip edilen politikaların Ricardocu yapıya yatkın bulunmasına ek olarak, 2000–2001 krizlerinin gerçekleştiği yılların dahil edildiği 1975–2002 örneklemini için elde edilen etki tepki fonksiyonlarında, iç borçlanmanın faiz dışı fazla şokları sonrasında izlediği patikanın pozitif olduğundan hareketle, Türkiye’de FTPL teorisinin özellikle Bankacılık krizleri sonucunda geçerli kabul edilmesi gerektiğini göstermektedir.

Bildirici ve Ersin (2008), borçlanma maliyetlerine göre iki gruba ayırdıkları yüksek borç/GSMH oranlarına sahip ülkeleri inceledikleri çalışmalarında, birinci grup, kriz deneyimlerine, yüksek borçlanma ve borç maliyetlerine sahip Meksika, Hindistan, Türkiye, Arjantin ve Brezilya’dan oluşurken; ikinci grup ise yine yüksek borç oranına sahip olan ancak borçlanma maliyetinin düşük olduğu İngiltere, Fransa, Almanya, İspanya, Avusturalya ekonomilerinden oluşmaktadır. Her iki grubun da yüksek borç/GSMH oranlarına sahip olmalarına rağmen; birinci gruptaki ülkelerde iç borç şoklarının enflasyon oranı üzerindeki etkilerinin daha fazla olduğu ve ekonomik krizlere daha yatkın oldukları sonucuna varılmaktadır.

#### 4. EKONOMETRİ TEORİSİ

Çalışmada doğrusal olmayan yumuşak geçiş modelleri STAR ve LSTAR modelleri MLSTAR modeline genişletilir iken bu model SANN model ile karşılaştırılacaktır.

##### a. STAR, LSTAR ve MLSTAR Modeli

FTPL teorisinin test edilmesinde doğrusal olmayan temel STAR modelleri olan LSTAR ve ESTAR modellerinden farklı olarak ikiden fazla rejime genişletilmiştir. Bu çerçevede, LST(A)R ve EST(A)R modellerinin oluşturulmasında takip edilen Luukkonen ve diğ. (1988), Teräsvirta, Lin ve Granger (1993), Granger ve Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994) ve Teräsvirta (1997) doğrusal olmama testlerinin temel alındığı model oluşturma süreçleri temel alınmıştır. STAR modelinin ikiden fazla rejime genişletilmesinde STAR modellerinin yerleşik yapıda tanımlandığı van Dijk ve diğ. (1997, 1999) MRST(A)R modeli ve Lundberg ve diğ. (2003) TVST(A)R modellerinden farklı olarak, ANN yapısında öne çıkan eklemeli

yapı önem taşıdığından, yaklaşım çerçevesinde eklemeli STAR modeli incelenmiş, ANN modelindeki sigmoid geçiş fonksiyonu yapısından hareketle oluşturulan lojistik geçiş fonksiyonlu MLSTAR modelinin oluşturulmasında ST(A)R modelleri için takip edilen LM test süreçleri temel alınmıştır. Bu çerçevede regresyon uzayının ikiden fazla alt örnekleme bölünerek, serilerde doğrusal olmamanın reddedilemediği durumlarda modelin doğrusal olmayan kısmından temin edilen bilginin iyileştirilmesi çalışmanın temel amaçlarından birini teşkil etmektedir.

Tek geçiş fonksiyonlu (çift rejimli) bir LST(A)R modeli yazılırsa,

$$y_t = \phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1)) + \phi_2' \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) + \varepsilon_t \quad (0.1)$$

$F_1$  lojistik fonksiyonu ise,

$$F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) = \left(1 + \exp\{-\gamma_1(\alpha_1' \mathbf{x}_t - c_1)\}\right)^{-1} \quad (0.2)$$

Model basitlik amacıyla tek değişkenli varsayılmıştır. Denklem (0.2)'de geçiş fonksiyonunda girdi vektörü  $\tilde{\mathbf{x}}_t = (1, \mathbf{x}_t)'$  ve  $\mathbf{x}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ , lojistik fonksiyonda  $p$  adet geçiş değişkeninin  $\alpha_i' = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{ip})'$  geçişte nispi ağırlıklarını belirten parametre vektörü,  $c_1$  tek eşik değeri ve  $\gamma_1$  geçiş hızı parametresidir.  $\varepsilon_t$  sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı  $N \sim (0, \delta^2)$  dağılan beyaz parazit hata terimidir.

Denklem (0.1)'de parametreler,  $\phi_0' = \phi_1'$ ,  $\phi_1' = \phi_2 - \phi_1$  olarak yeniden yazılırsa,

$$y_t = \phi_0' \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) + \varepsilon_t \quad (0.3)$$

LST(A)R modelinin eklemeli bir gösterimine ulaşılmaktadır. Denklemde doğrusal kısım olan  $\phi_0' \tilde{\mathbf{x}}_t$  doğrusal-olmayan kısım olan  $\phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1)$  ile toplanmaktadır.

Denklem (0.3)'e, ikinci bir doğrusal-olmayan kısım eklenerek iki geçiş fonksiyonlu bir ST(A)R modeli elde edilecektir. Geçiş fonksiyonu lojistik fonksiyon olarak tanımlandığında iki geçiş fonksiyonlu MLST(A)R modeli,

$$y_t = \phi_0' \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) + \phi_2' \tilde{\mathbf{x}}_t F_2(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_2, \alpha_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (0.4)$$

ve geçiş fonksiyonları

$$F_i(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_i, \alpha_i, c_i) = \left(1 + \exp\left\{-\gamma_i(\alpha_i' \tilde{\mathbf{x}}_t - c_i)\right\}\right)^{-1}, i=1,2. \quad (0.5)$$

olarak tanımlanmıştır.

Denklem (0.4),  $k$  adet geçiş fonksiyonu ile genişletilirse,  $k$  lojistik fonksiyonlu  $k+1$  eklenmiş kısımdan oluşan MLST(A)R modeli,

$$y_t = \varphi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^k \varphi'_i \tilde{\mathbf{x}}_t F_i(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_i, \alpha_i, c_i) + \varepsilon_t \quad (0.6)$$

$$F_i(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_i, \alpha_i, c_i) = \left( 1 + \exp \left\{ -\gamma_i \left( \alpha'_i \tilde{\mathbf{x}}_t - c_i \right) \right\} \right)^{-1} \quad i=1, 2, \dots, k. \quad (0.7)$$

elde edilmiştir. Modelde girdi vektörü  $\tilde{\mathbf{x}}_t = (1, \mathbf{x}_t)$ ,  $\mathbf{x}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ ; ve dolayısıyla  $p+1$  parametre vektörü  $\varphi'_0 = (\varphi_{0,0}, \varphi_{0,1}, \dots, \varphi_{0,p})'$  olarak tanımlanmıştır. Doğrusal kısma eklenen ikinci kısımda girdi parametreleri şu şekildedir;  $i \rightarrow k$  giderken,  $i$ 'inci otoregresif kısımda  $p$ 'inci parametre  $\varphi'_i = (\varphi_{i,0}, \varphi_{i,1}, \dots, \varphi_{i,p})'$ ,  $i=1, 2, \dots, k$  parametre vektörü ile tanımlanmıştır.

Denklem (0.7)'de  $\alpha'_i = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{ip})'$  olup her  $i$  inci geçiş fonksiyonu  $p$  adet geçiş parametresine sahiptir. Dolayısıyla, modelde geçişte rol oynayan birden fazla değişken olup değişkenlerin nispi ağırlıkları söz konusudur.

STAR modellerinde tek bir geçiş değişkeni kullanılmaktadır. Dolayısıyla,  $\alpha'_i$  parametre vektörü tek bir geçiş değişkeni için düzenlenir ve bu değişkenin parametresi 1'e normalize edilirse,

$$F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i) = \left( 1 + \exp \left\{ -\gamma_i (s_{it} - c_i) \right\} \right)^{-1}, \quad i=1, 2, \dots, k. \quad (0.8)$$

MLST(A)R geçiş fonksiyonu  $F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i)$  elde edilmektedir.

İki geçiş fonksiyonlu bir MLST(A)R modeli,

$$y_t = \varphi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \varphi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \varphi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{2,ML}(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (0.9)$$

ve  $k$  adet geçiş fonksiyonlu model,

$$y_t = \varphi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^k \varphi'_i \tilde{\mathbf{x}}_t F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i) + \varepsilon_t \quad (0.10)$$

olarak elde edilmektedir.

Modelde,  $i$ 'inci geçiş fonksiyonunda geçiş değişkeni  $s_{it} \in \mathbf{x}_t$ 'dir.  $\gamma_i > 0$  geçişin hızı parametreleri ve  $c_i$  eşik değerleridir. Her rejimde  $p+1$  parametre; doğrusal kısmın eklenmesiyle  $k+1$  bölgesel-doğrusal kısım;  $k$  adet geçiş fonksiyonunda yine  $k$  adet  $\gamma$  ve  $c$

olduğundan toplam tahmin edilecek parametre sayısı  $(k+1)(p+1)+2k$ 'ya inmektedir.  $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } (0, \delta^2)$  beyaz parazittir.

MLST(A)R modeli belli durumlarda doğrusal AR; iki ve daha çok rejimli SETAR; iki ve daha çok eşikli LSTAR modeline dönüşmektedir. Modelde,  $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_k = 0$  olduğunda,  $F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i) = 0.5$  olacağından doğrusal AR modeli elde edilmektedir. Öte yandan,  $\gamma_j \rightarrow \infty$  yaklaşırken geçişler sertleşeceği için model ikiden fazla rejimli SETAR modeline dönüşmektedir. Öte yandan  $\gamma_1 > 0$  ve  $\gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = \dots = \gamma_k = 0$  olduğunda, MLST(A)R modeli LST(A)R modeline dönüşmektedir.  $\gamma_1 > 0$  ve  $\gamma_2 > 0$  kabul edilerek  $\gamma_3 = \gamma_4 = \dots = \gamma_k = 0$  reddedildiğinde, MLST(A)R modeli iki eşikli LSTAR modeli olarak da adlandırılmaktadır.

MLST(A)R modelinin eklemeli ST(A)R gösterimi modelin STAR doğrusallık testleri ile modellenmesine olanak tanımaktadır. MLST(A)R modelinde test döngüsü kapsamında  $j=1$ 'den  $j \rightarrow k$  giderken boş önsavın ilk kabul edildiği noktada durulmaktadır. Bu çerçevede, lojistik fonksiyonların tek tek eklenerek sınanması mümkündür.

Değinen MLST(A)R modelinde geçiş fonksiyonu üstel fonksiyon olarak tanımlanabilir. Bu koşullarda elde edilen model MEST(A)R Çoklu Üstel Yumuşak Geçişli (Oto)regresif Modeli olarak adlandırılacaktır. STAR modellerinde üstel fonksiyon ile lojistik fonksiyon arasında ayırımı yapmayan çalışmalar içerisinde Öcal ve Osborn (2002), Sensier *et. al.* (2002), Osborn *et. al.* (2002) çalışmalarından bahsedilebilir. Franses ve van Dijk (1999) MRST(A)R modelinde ise geçiş fonksiyonları lojistik fonksiyon olarak tanımlanmıştır<sup>1</sup>.

## b. SANN Modeli

Tong (1990) TAR modelinde, zaman serisi iki ve daha çok alt bölgeye (alt örneklemelere) ayrılmakta, bu bölgelerin kendine has yapılarına yönelik uzmanlaşmış basit doğrusal AR modelleri beraberce modellenmektedir. Dolayısıyla, T(A)R modelinde bölgelerde doğrusal (*locally linear*) uzmanların beraberce modellenerek parametrelerde doğrusal olmayan bir yapıya kavuşulması söz konusudur. HME modelinde girdi uzayının alt bölgelerinin farklı birçok farklı model kullanılarak modellenebilmektedir. TAR modelinde AR modellerinin kullanılması sonucunda HME modeli daha esnek bir yapıdadır (Weigend, Mangenas, 1995:3). TAR modelinin ANN modeli çerçevesinde genişletilmesiyle SANN modelleri elde edilmektedir.

<sup>1</sup> Çalışmada, çoklu STAR modelleri üstel fonksiyonlu modellenmemektedir. Bu yaklaşımda, üstel geçiş fonksiyonlu modelde karşılaştığımız güçlükler şunlardır. Birincisi, modelde geçiş fonksiyonu üstel belirlendiğinde modelin T(A)R gösterimine ulaşamamaktadır.  $\gamma \rightarrow \infty$  giderken üstel fonksiyon aynı değere yakınsamakta, model doğrusala dönmektedir. Dolayısıyla, MLST(A)R modeli MT(A)R modelinin bir gösterimi iken MEST(A)R modeli MT(A)R modelinin bir gösterimi değildir. İkincisi, üstel fonksiyonlu geçiş fonksiyonu simetrik değildir. Üstel fonksiyonda bir orta rejim ve dış rejimler olmak üzere üç rejim modellenebilmektedir. Dış rejimlerde ise yapı aynıdır. Dolayısıyla, orta ve dış rejimler olmak üzere iki farklı rejim yapısı modellenmektedir. Üçüncüsü, üstel fonksiyon ANN modellerinde yer alan geçiş fonksiyonları ailesine dahil değildir. Öte yandan, gaussian dağılım fonksiyonu benzer geçiş yapısına sahip bir fonksiyon olup ANN modellerinde kullanılmaktadır. ST(A)R modellerinde gaussian dağılım kullanılabilmekte ancak tercih edilmemektedir (Tong, 1990).



Zaman serisi analizinde,  $x_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p-1}, y_{t-p})$  girdi seti altında,  $E(y_t | x_t)$  beklenen değerinin elde edilmesi için kurulan model doğrusal AR regresyonu,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (0.11)$$

veya doğrusal olmayan yapıda,  $y_t = f(x_t, \beta) + \varepsilon_t$  olarak modellenmekte,  $f$  doğrusal bir fonksiyon kabul edilmektedir.

Tong (1990) TAR modelinde,

$$y_t = \sum_{j=1}^J (\beta_j + b_j x_t) I(A) + \varepsilon_t \quad (0.12)$$

$$I(A) = (r_{j-1} \leq y_{t-d} < r_j) \quad (0.13)$$

modelde,  $\varepsilon_t$  i.i.d. sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata terimi,  $1 \leq d \leq p$  geçiş değişkeninin gecikmesi,  $r_j$  eşik değerleri  $\beta_j$  ve  $b_j$  otoregresif parametre vektörünün alacağı yeni değerleri belirlemektedir. Geçiş değişkeni  $y_{t-d}$  olup,  $y_{t-d}$ 'nin  $r_j$  değerlerini aştığında (altında kaldığında) otoregresif parametrelerin aldığı değerler farklılaşmaktadır. Lai ve Wong (2001), TAR modelinde kullanılan  $I(A)$  geçişin belirleyicisi kabul edilmekte, belirleyici değişken olarak adlandırmakta ve SANN modelinde lojistik yapıda değerlendirmektedir. Eğer A gerçekleşirse (gerçekleşmezse) belirleyici değişken  $I(A)=I$  ( $=0$ ) değerini alır. TAR modelleri birden fazla eşik belirlenmesindeki zorluklar sebebiyle genellikle tek bir  $r_1$  eşikle sınırlı kalmakta, iki rejimli ( $J=2$ ) modellenmektedir.

Lai ve Wong (2001), TAR modelindeki geçiş yapısında  $x$   $y_t$ 'nin süreksiz bir fonksiyonu olup ve geçiş fonksiyonu *sıçrama* yapmaktadır<sup>2</sup>. Lai ve Wong SANN modelinde lojistik aktivasyon fonksiyonlarına değinilmekle beraber model kesikli yapıya sahip basamak fonksiyonu tercih edilmektedir. Sürekli yapıya sahip tek gizli katmanlı ANN modeli stokastik yapıda zaman serilerine uyarlanırsa SANN modeli,

$$y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_j \psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t) + \varepsilon_t \quad (0.14)$$

<sup>2</sup> Lai, Wong, 2001, **age**, 969;

Lai ve Wong (2001), Lewis ve Stevens (1991) ASTAR modeline değinerek -TAR modelinden farklı olarak- sürekli olmasına değinmektedir. Ancak, sürekli fonksiyon yapılarıyla sigmoid geçiş fonksiyonlu STAR modellerine değinilmemektedir;

HME Modellerinin incelendiği, Weigend (1995), Huerta, Jiang ve Tanner (2000, 2001, 2003), Carvalho ve Tanner (2006) TAR modellerini aynı çerçevede eleştirmektedir. Benzer bir eleştiri ANN yazınında McCollough-Pitts (1943) modeline getirilmiş olup, sürekli ve sigmoid yapıda aktivasyon fonksiyonlarının kullanılması benimsenmiştir.

elde edilebilir. Modelde,  $\psi(u) = \frac{1}{1 + e^{-u}}$  lojistik fonksiyonu olup,  $\lim_{u \rightarrow \infty} \psi(u) = 1$ ;  $\lim_{u \rightarrow -\infty} \psi(u) = 0$  ve  $[0,1]$  aralığında kısıtlı yapıda, sigmoid biçimli olacak ve TAR türü geçiş fonksiyonundan farklı olarak sürekli bir fonksiyondur. Model, McCullochs-Pitts (1943) nöron modelini temel almakta,  $\mathbf{x}$  stimuli vektörü  $-\alpha$  eşiğini aştığında  $\alpha + \mathbf{a}\mathbf{x} \geq 0$  aktive olmaktadır.  $\sum_{j=1}^J \beta_j \psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t)$ , J adet nörona sahip tekil bir katmanın toplam çıktısı olup her j nöronu  $\beta_j$  parametresiyle ağırlıklandırılır. J=0 olduğunda model ARX modeline dönüşmektedir. ARX modelinde, gizli katmanın aktivasyon fonksiyonu  $\psi(u)$  J=0 olduğunda toplama operatörü kalkacağından lojistik çıktı katmanı gibi değerlendirilir (Chen vd., 2001;675).

Denklem (0.12) ile verilen TAR modelinde Jordan ve Jacobs (1994) HME modelinden yola çıkarak  $\mathbf{x}$  girdi uzayı alt bölgelere bölünmektedir. Model, her alt bölgede koşullu beklenen değer  $E(y_t | \mathbf{x})$ 'in tahmin edilmesine dayanmakta; alt bölgeler  $r_j$  eşik değerlerinin belirlenmesiyle  $\{r_{j-1} \leq y_{t-d} < r_j\}$  seçilerek elde edilir.

TAR modelinin geçiş fonksiyonu yapısındaki benzerlikten hareketle,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{j=1}^J (\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t) I(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t) + \varepsilon_t \quad (0.15)$$

TAR modeli temel alınarak sert geçişlere sahip ANN modeli elde edilir. Denklem (0.15), Denklem (0.14) ile verilen ANN modelinin TAR ve HME modelleriyle genelleştirilmiş bir biçimidir. Model, Denklem (0.12) ile verilen TAR yapısıyla genelleştirilmiş, HME modelinden devralınan olasılık yapısıyla sağlanmaktadır<sup>3</sup>. Jordan ve Jacobs (1994) ve Huerta ve diğ. (2001), HME modellerinde I(A) basamak geçiş fonksiyonu lojistik fonksiyonla genişletilebileceğine değinmektedir. SANN modeli lojistik fonksiyon (sigmoid) ile modellenirse,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{j=1}^J (\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t) \psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t) + \varepsilon_t \quad (0.16)$$

olarak gösterilmektedir.

Lai ve Wong (2001) Stokastik ANN modelinde  $I_{ij}$  geçiş fonksiyonu bir rassal değişken biçiminde ele alınmaktadır. Modelin gösterimi,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{j=1}^J (\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t) I_{ij} + \varepsilon_t \quad (0.17)$$

<sup>3</sup> Jordan ve Jacobs (1994); Weigend (1995); Huerta ve diğ. (2003); Carvalho, Tanner (2006); Prado, ve diğ. (2006).

ve  $I_{ij}$  değişkeni  $[0,1]$  aralığında değerlere sahip Bernoulli rassal değişkeni,  $\{e_t\}$  'den bağımsız tanımlanmaktadır.

$$P\{I_{ij} = 1 | \mathbf{x}_t\} = 1 - P\{I_{ij} = 0 | \mathbf{x}_t\} = \psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t) \quad (0.18)$$

$I_{ij}$  değişkeni, TAR modelindeki  $I(A)$  yazımına benzer bir yapıda olmakla beraber, TAR modelindeki *sıçrama* yapısından farklı olarak, ANN modellerinde kullanılan  $\psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t)$  sigmoid nöronun esas alınmasıyla  $[0,1]$  aralığında sürekli bir yapı kazanmıştır. Dolayısıyla Lai ve Wong modelinde lojistik fonksiyonun kullanımı, rejimler arasında geçişte bir olasılık fonksiyonu gibi ele alınmaktadır. Aktivasyon fonksiyonu TAR modelinde geçiş sağlayan kesikli yapıdaki gösterge fonksiyonundan hareketle modellenmekle beraber, lojistik fonksiyon ile sürekli bir yapıda ele alınabileceği vurgulanmaktadır.

Modelin dört temel özelliğine dikkat çekilirse,

- 1) *McCulloch ve Pitts (1943) ANN modelinden nöron yapısı temel alınarak nöronlar uzmanlar çerçevesinde genelleştirilmiştir.*  
McCulloch ve Pitts (1943) yapay nöron modelinde kullanılan basamak fonksiyonuna benzer bir yapı TAR modelinde kullanılmaktadır. Her iki modeldeki sert geçiş yapısı ve eşik mantığı  $\mathbf{x}$  stimuli vektörü  $-\alpha$  eşiğini aştığında  $\alpha + \mathbf{a}\mathbf{x} \geq 0$  aktive olan basamak fonksiyonu yapısının lojistik fonksiyonla iyileştirilmiştir.
- 2) *Lai ve Wong (2001) SANN modelinde HME Modelinde uzmanların ağırlıkları  $[0,1]$  aralığında olup bireysel katkıları nöronların aktivasyon değerleri ile benzer yapılara sahiptir.*  
Kullanılan geçiş fonksiyonları  $[0,1]$  aralığında tanımlıdır. ANN yazınında, ekonometri yazınına takiben geçişler olasılıklar çerçevesinde yorumlanması terk edilmektedir.
- 3) *SANN modelinde temel alınan eşik sistemi ve aktivasyon yapısı TAR modelleri tarafından da paylaşılmaktadır.*  
Modelde,  $\mathbf{x}$  girdi uzayının her bir elemanının örneklem uzayının ayrı noktalarındaki kısmi etkilerini farklılaştıran doğrusal olmayan yapıya sahiptir. Modelde lojistik fonksiyon  $[0,1]$  aralığında bir değişken gibi hareket ederek  $j=1 \dots J$  adet  $(\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t)$  nöron fonksiyonuna  $[0,1]$  aralığında belli ağırlıklarla aktive etmektedir. Aktive olan  $(\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t)$  fonksiyonundan gelen değerler doğrusal kısımdaki  $\beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t$  regresyonuna eklenmektedir. Dolayısıyla, parametreler değişmeyen yapıda iken, zamanın her  $t$  noktasında her bir  $x_t$  girdisinin kısmi etkisi (Baron R.:1995: 13)  $\partial y_t / \partial x_t$  ve bağımlı değişkenin  $\mathbf{x}$  girdilerine hassasiyeti örneklem boyunca ve farklı alt bölgelerde (rejimlerde) farklılaşmaktadır (Hashem S.; 1992: 419).
- 4) *ANN modellerinde aktivasyon yapısı perceptron modeli basamak fonksiyonundan Çok Katmanlı Perceptron modelinde sigmoid yapıya genişletilerek modelde süreklilik*

*sağlanmıştır.* TAR modelinde kullanılan basamak yapısına sahip geçiş fonksiyonları kullanılırken, STAR modellerinde benzer sigmoid yapıda yumuşak yapılı geçiş fonksiyonları içinden lojistik ve üstel fonksiyonlar kullanılmaktadır.

Lai ve Wong (2001) SANN modelinde STAR modellerine değinilmemektedir. Öte yandan, ekonometri yazınından hareketle STAR modelleri SANN modelleri çerçevesinde geliştirilebilmektedir.

Denklem (0.17), McCulloch ve Pitts (1943) perseptron modelinin temel alındığı ve İktisat yazınına Kuan ve Liu (1995) çalışmasında ekonometrik bir bakış açısıyla tartışılan Çok Katmanlı Perceptron ANN (MLP-ANN) modelinden üç önemli farka sahiptir.

Birincisi, denklem (0.17) ile verilen model Kuan ve Liu (1995)'te değinilen modelden farklı olarak stokastik bir yapıda değerlendirilmektedir. İkincisi, SANN modelinin STAR modelleri çerçevesinde doğrusal olmayan yöntemlerle modellenenebilmesidir. Üçüncüsü ise modelin ANN modelleriyle olan farklarıyla ilgilidir. Dolayısıyla, ANN modeli temel alınarak ve TAR ve HME modellerine geliştirilmesiyle elde edilen SANN modeli STAR modelleri çerçevesinde incelenebilir.

SANN modelinde aktivasyon fonksiyonunda McCulloch ve Pitts (1943) nöronunun aktive olması için  $(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t) < 0$  olması gereklidir. SANN modelinde kullanılan  $\psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t)$  nöron fonksiyonu, TAR modelindeki geçiş fonksiyonu yapısına adapte edilirse Denklem (0.13) ile verilen  $I(A) = (r_{j-1} \leq y_{t-d} < r_j)$  eşik yapısı esas alınmaktadır. Nitekim Denklem (0.13) normal dağılım fonksiyonu ile modellenirse, ANN modelleri içerisinde değineceğimiz Radyal Baz Fonksiyonu RBF-ANN modellerinde kullanılan baz fonksiyonunun eşik yapısına sahip olmaktadır. RBF-ANN modellerinde kullanılan geçiş fonksiyonlarının çok önemli bir farkı gaussian dağılım fonksiyonu kullanılmasıdır. Öte yandan, ANN modellerinde  $\psi(\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t - r_j)$  aktivasyon fonksiyonlarının eşik yapısı  $(\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t - r_j)$  temel alınarak;  $\psi$  aktivasyon fonksiyonunun sigmoid biçimli olduğu varsayılarak SANN modeli,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{j=1}^J (\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t) \psi(\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t - r_j) + \varepsilon_t \quad (0.19)$$

biçiminde türetilmiş tek gizli katmanlı ve  $J$  adet nöronlu bir Stokastik ANN modeli elde edilir. Modelde, stimula girdi matrisi  $\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t$  'nin  $r_j$  eşik değerinin üstünde ve altında değerler aldığıda  $\psi(\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t - r_j)$  nöronu  $[0,1]$  aralığında tanımlıdır.

Sigmoid biçimli aktivasyon fonksiyonları hiperbolik tanjant ve lojistik (ANN yazınında karşılaşılan diğer adıyla log-sigmoid) fonksiyonlardır. Öte yandan, hiperbolik tanjant fonksiyonu  $[-1,+1]$  arasında kısıtlı değerler üreten bir fonksiyondur. Dolayısıyla, modelde  $I$  fonksiyonu  $[0,1]$  değerleri arasında kısıtlı olmadığından TAR yapısından farklıdır.

Çalışmada, geçiş fonksiyonları ailesi göz ardı edilmemekle beraber, doğrusal olmayan ekonometrik modeller içerisinde TAR ve STAR ailesi kapsamında lojistik fonksiyonlar esas alınacaktır.

SANN modeli girdi katmanında,  $\mathbf{x}_t$  girdi matrisi yer alırken, girdi katmanı ile gizli katmanda yer alan nodlar arasındaki bağlantı  $\mathbf{a}_j$  parametreleri ile sağlanmaktadır. Gizli katmanda yer alan her rejimde, nöronlar  $(\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t)$  regresif kısmıyla çarpılmaktadır. Modelde gizli katmanda yer alan nöronlar  $y_t$  bağımlı serisini içeren çıktı katmanına bağlanmaktadır. Modelde, çıktı katmanı doğrusal fonksiyon olarak tanımlandığından nöronlar çıktı katmanına doğrudan bağlanmaktadır<sup>4</sup>. Modelde, girdi ve parametre çarpımlarını ifade eden  $\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t$  ile elde edilen  $\psi(\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t - r_j)$  fonksiyonu  $\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t = y_{t-d}$  alınırsa, geçiş fonksiyonu  $\psi(y_{t-d} - r_j)$  olacaktır.

Elde edilen SANN modeli,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{j=1}^J (\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t) \psi(y_{t-d} - r_j) + \varepsilon_t \quad (0.20)$$

biçimindedir. Denklem (0.20)'de, rejimler arası geçiş  $y_{t-d}$  değişkeninin  $r_j$  eşik değerinden uzaklığı tarafından belirlenmektedir.  $\psi(z)$  aktivasyon fonksiyonu bir  $\gamma$  sabitiyle çarpılarak  $\psi(\gamma z)$  ve ortak parantezde yazılarak  $\psi(\gamma(z))$  elde edilen aktivasyon fonksiyonu,

$$\psi(\gamma y_{t-d} - \gamma r_j) = \psi(\gamma(y_{t-d} - r_j)) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(y_{t-d} - r_j)}} \quad (0.21)$$

LSTAR geçiş fonksiyonu biçiminde yazılabilmektedir. J=1 olarak tanımlanırsa, SANN modelinin LSTAR gösterimi,

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + (\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t) \psi(\gamma(y_{t-d} - r_j)) + \varepsilon_t \\ &= \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + (\beta_1 + \mathbf{b}_1 \mathbf{x}_t) \frac{1}{1 + e^{-\gamma(y_{t-d} - r_1)}} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (0.22)$$

şeklinde. Tek eşik değeriyle ve iki rejimle kısıtlanmış bir model elde edilmektedir. Model Lojistik Yumuşak Geçişli Oto-regresif (LSTAR) modeli ile eşdeğer gösterime sahiptir. SANN modelinde J=2 olarak tanımlanırsa MLSTAR gösterimi,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + (\beta_1 + \mathbf{b}_1 \mathbf{x}_t) \frac{1}{1 + e^{-\gamma(y_{t-d} - r_1)}} + (\beta_2 + \mathbf{b}_2 \mathbf{x}_t) \frac{1}{1 + e^{-\gamma(y_{t-s} - r_2)}} + \varepsilon_t \quad (0.23)$$

elde edilmektedir. Denklemde, geçiş değişkenlerinin  $s=d$  aynı olduğunda, MLSTAR modeli 3 rejim içerirken,  $s$  ve  $d$  birbirinden farklı olduğunda, model 4 rejimli bir MLSTAR modeli olarak tanımlanmaktadır.

<sup>4</sup>MLP modellerinde uygulandığı üzere, çıktı katmanı fonksiyonu sigmoid bir fonksiyon olarak tanımlanabilmektedir. Çalışmada basitlik amacıyla ANN modelleri doğrusal çıktı katmanları ile tanımlanmıştır. Diğer taraftan, çıktı katmanının doğrusal bir fonksiyon olarak tanımlanmasının bir diğer sebebi, TAR ve STAR modelleri ile benzer fonksiyonel çerçevenin sürdürülmesinin amaçlanmasıdır.

Aktivasyon fonksiyonu  $\psi(z)$  girdi uzayını iki rejimli bir yapıya bölmektedir. İki rejimli bir LSTAR modeli, değinilen kısıtlar altında, iki nöronlu bir SANN modeli olarak gösterilmektedir. Gerçekte, LSTAR modelinde tek bir nöron kullanılmaktadır. Öte yandan,  $\psi(z)=1$  ve 0 olduğunda iki rejim,

$$\begin{aligned} \text{Rejim 1: eğer } \psi &= 1 \text{ ise} \\ \text{Rejim 2: eğer } \psi &= 0 \text{ ise} \\ \text{iki uç rejim aralığı: eğer } \psi &| 0 < \psi < 1 \text{ ise} \end{aligned} \quad y_t = \begin{cases} (\beta_0 + \beta_1) + (\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1) \mathbf{x}_t + \varepsilon_t \\ \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \varepsilon_t \\ (\beta_0 + \psi\beta_1) + (\mathbf{b}_0 + \psi\mathbf{b}_1) \mathbf{x}_t + \varepsilon_t \end{cases} \quad (0.24)$$

biçimindedir. LSTAR modeli tek gizli katmanlı SANN modelinin özel bir durumu olarak gösterilmektedir. Modelde tek bir aktivasyon fonksiyonu olan  $\psi(z)$   $j=1$  iki ayrı rejimin ve rejimler arasındaki süreçlerin modellenmesine olanak tanımaktadır.  $\psi(z)$  fonksiyonu sürekli bir fonksiyon olduğundan  $[0,1]$  değerleri arasında değerler alarak rejimlerin göreceli ağırlıkları farklılaşmaktadır.

## 5. DATA VE EKONOMETRİK SONUÇLAR

### a. Data

Çalışmada, Fiyat Seviyesinin Belirlenmesinde Maliye yönlü yaklaşımın test edilmesi amaçlanmıştır. Veriler, T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) derlenmiş olup 1985.01–2008.10 dönemini kapsamaktadır. 2008.10 döneminde çalışmanın sonlandırılmasının nedeni 2008 büyük resesyonunun etkisi ile ekonomi politikaların değişmesidir. TCMB açık enflasyon hedeflemesine geçtiği 2006 yılından sonra ilk defa yaşanan anlamda politika değişikliğine gitmiş ve yaşanan büyük resesyon sonrası fiyat istikrarının yanında finansal istikrarı da gözetmeye başlamış, kısa vadeli sermaye girişini kontrol etmek önemli bir politika aracı olmuş ve faiz oranı düşük tutulmuştur. Bu yapı değişiminin etkisini dışarıda bırakmak için 2008.10 döneminde krizin etkisi tam olarak yansımadan dönem sonlandırılmıştır.

Çalışmanın kapsamında FTPL teorisinde gösterge kabul edilebilecek bir maliye serisi oluşturulması amaçlanmıştır. Mali baskınlığın bir göstergesi olarak analiz edilmesi amaçlanan (*foo*) net borçlanma faiz ödemeleri oranı serisi,

$$foo_t = ifo_t / dfo_t \quad (0.25)$$

biçiminde hesaplanmıştır. Denklemden,  $ifo_t$  = net iç borç faiz ödemeleri,  $dfo_t$  = net dış faiz ödemeleridir<sup>5</sup>. Ekonomilerde, bütçe açıklarının arttığı dönemlerde artan oranlarda iç borçlara

<sup>5</sup> 1985.01-2008.10 dönemini kapsayan  $ifo_t$  ve  $dfo_t$  serileri 1985-2005 yılları arasında kümülatif olarak; 2005-2008 yılları arasında net değerler olarak yayımlanmıştır. Dolayısıyla  $ifo_t$  ve  $dfo_t$  serilerinin ham halleri 2005 yılına kadar testere biçimli bir patika takip

başvurulurken, faiz dışı fazlalar iç borç ödemelerinin arttığı oranda azalmaktadır. Özellikle kriz dönemleri öncesi ve sonrasında dış kaynakların ortadan kalkması ve yoğun iç borçlanmaya başvurulması söz konusu olmaktadır; bu kapsamda, borçların vadelerinin azalması ve faiz oranlarının yükselmesiyle, borçlanmanın bütçe kısıtı üzerindeki etkisi yükselmektedir. Öte yandan, bütçe finansmanının bir diğer kaynağı ise dış borçlanmalardır. Değinilen çerçevede, net iç borç faiz ödemelerinin net dış borç faiz ödemelerine bölünmesiyle mali baskınlığın bir göstergesi olarak ele alınan net faiz ödemeleri oranı serisi oluşturulmuştur.

Çalışmada, Cochrane (1998a, 1998b) eleştirisi göz önünde bulundurularak etki tepki analizine başvurulması hedeflenmektedir. Bu çerçevede, negatif ve pozitif şokların ve bu şokların büyüklüğüne ek olarak, şokları takip eden tepkilerde gerçekleşebilecek asimetrik yapının modele dâhil edilmesi gündeme gelmektedir.

## b. Ekonometrik Sonuçlar

İncelenen dönem 1994 Krizi, 1997, 1998 ve 1999 Asya, Rusya Krizleri ve 1999 depremi yılları, Kasım–2000 Şubat–2001 ve 2008 yılının ortasından itibaren ağırlıklı hissedilen Küresel Bunalım dönemlerini içermektedir. Serinin doğal logaritması alınarak elde edilen *lnfoo* serisinin maksimum ve minimum değerleri 4.20 ve -3.39 ve standart sapması 1.22’dir. Doğal logaritma (*lnfoo*) serisi için hesaplanan  $s=-0.72$  sıfır değerine yaklaşırken  $k=3.73$  hesaplanarak 3’e yaklaşmaktadır.

*lnfoo* serisine ilişkin birim kök testleri verilmektedir. ADF ve KPSS testleri sonucunda *lnfoo* serisinin  $I(1)$  birinci dereceden entegre olduğu sonucuna varılmaktadır.

**Tablo 1. Birim Kök Testleri**

	<i>ADF</i> *	<i>KPSS</i> **	<i>KSS</i> ***
<i>lnfoo</i> serisi (seviye)	-1.967 (12)	2.453 (8.16)	-1.81(5)
<i>lnfood1</i> serisi ( $I^{inci}$ fark)	-10.265 (11)	0.016 (7.36)	-7.19(3)

\*\* KPSS (1992) kritik değerleri 0.739;0.463;0.347. KPSS testinde Andrews bant aralığı ( ) içinde verilmiştir. \*\*\* Kapetanios Shin Snell (2003) STAR tipi doğrusal olmayan BK testidir.,Trend anlamsız bulunmuştur. KSS (2003), Tablo 1’de, trendin anlamsız bulunduğu durumda  $\alpha = \%5$  anlamlılık seviyesinde doğrusal olmayan kritik t değeri -2.82’dir.

Serinin doğrusal olup olmadığına ilişkin öncül bir karar verilmemekle beraber, üçüncü bir test olarak doğrusal olmayan bir birim kök testine başvurulmuştur. Kapetanios Shin Snell (2003) birim kök testinde, STAR tipi doğrusal olmayan  $I(0)$  durağan seri, STAR tipi doğrusal olmayan  $I(1)$  entegre seriye karşı sınanmaktadır. STAR tipi birim kök testi kapsamında %5 anlamlılık seviyesinde, *lnfoo* serisinin  $I(0)$  olduğu önsavı reddedilerek  $I(1)$  entegre seri olduğu sonucuna varılmaktadır. Serinin birinci farkı alındığında, çarpıklığı sıfıra yakındır. JB test

---

etmektedir.  $ifo_t$  ve  $dfo_t$  serilerinin düzeltilmesinde, 1985-2005 yılları arasındaki ocak ayları sabit tutulmuş, ocak ayları hariç diğer gözlemlerin bir önceki aya göre birinci farkları alınarak aylık net değerleri oluşturulmuştur.

istatistiği 2 serbestlik derecelik  $\chi^2$  (2) dağılımına uymaktadır. JB testinde, *lnfood1* serisinin normal dağılıma uyduğu önsavı kabul edilememektedir. *lnfood1* serisinin normal dağılıma sahip olmamasında histogramda ortada yüksek değerlerin olmasıyla basıklık ölçüsünü etkilediğinden şüphelenilmektedir. Çarpıklık (*s*) ve basıklık *k* ölçütlerinin etkilerinin ayrı ayrı araştırılması amaçlanmıştır.

**Tablo 2. Normallik Testleri**

SK (3. ve 4. moment için) Normallik Testi*				
	Ol.(s)= 0.44	Ol.(k)=0.00	Normallik testi olasılığı=0.0001	
SW Testi**				
	W=0.95194		Z=5.33	Olasılık>z:0.00

\* D'Agostino et. al. (1990) testi. Ol.(s) ve Ol.(k) 3. ve 4. momentlere ilişkin testlerin olasılık değeridir. Normallik testi olasılığı, 3. ve 4. momentlerin beraberce sınıandığı testin olasılık değeridir. \*\*Shapiro-Wilk Testidir. SW testinde W test istatistiğidir.

Birinci test, D'Agostino et. al. (1990) testidir. Bu testte, üç boş önsavı ayrı ayrı test edilmektedir. Birincisi çarpıklığın 0'dan farklı olmadığıdır. İkincisi basıklığın 3'ten farklı olmamasıdır. Üçüncüsü, JB testi yapısında, çarpıklık ve basıklığın beraber değerlendirildiği bir test olup boş önsavı serinin normal dağılıma sahip olduğudur. Dolayısıyla, testte ilk iki önsavı 3. ve 4. momentlere ilişkin ayrı testlerdir. Üçüncü momentin sıfıra eşit olduğu önsav  $\alpha = 0.05$  anlamlılık seviyesinde kabul edilirken; dördüncü momentin 3'e eşit olduğu önsav ise kabul edilememektedir. Testin son kısmında *lnfood1* serisinin normal dağılıma uyduğu önsavı kabul edilemezken normalliğin sağlanamamasında 3. veya 4. momentler için beraber  $\chi^2$  testi uygulanmıştır. Serinin normal dağılıma uymamasının üçüncü momentten değil, dördüncü momentten kaynaklandığı sonucuna ulaşılmaktadır<sup>6</sup>. Shapiro-Wilk testinde serinin normal dağılıma uyduğu kabul edilememiştir<sup>7</sup>.

Çalışmanın bu aşamasında, serinin baştan bazı yöntemler ile aşırı değerlerden arındırılması bir yöntem iken, bu yönetime başvurmamızın sebebi, gerçekte doğrusal olmayan modeller ile faiz ödemeleri oranı serisinde yer alan aşırı değerleri yakalamaktaki başarısının veya başarısızlığının ölçülmesinin amaçlanmasıdır. Ayrıca, incelenen zaman serisi MA, Üstsel Yumuşatma, Baxter-King yöntemleri ile filtrelenerek modellenmiş ve incelenen dönüşümler çerçevesinde, serinin dağılımına ilişkin önemli bir iyileşme sağlanamamıştır.

### STAR Tipi Nonlinearite Testi

AR modelinin STAR tipi modele karşı sınanarak F testlerinin olasılık değerleri verilmiştir. Tablo 3'de, aynı zamanda, doğrusallığın en güçlü reddedildiği serinin geçiş değişkeni olarak belirlenmesi ve aşamalı F testleri ile uygun model mimarisinin seçilmesi söz konusudur. STAR tipi doğrusal-olmama testinde, F istatistiğini (p değerini) maksimize (minimize) eden geçiş değerinin bulunması için test  $p=1,2,...,6$  gecikmeleri için tekrarlanmıştır.

<sup>6</sup> D'Agostino, R. B., A. Balanger, & R. B. D'Agostino, Jr. (1990), "A suggestion for using powerful and informative tests of normality," *American Statistician* 44, ss. 316-321.

<sup>7</sup> Shapiro, S. S. & M. B. Wilk (1965), "An analysis of variance test for normality (complete samples)", *Biometrika*, Vol. 52, No. 3 ve 4. ss. 591-611.



**Tablo 3. STAR Tipi Nonlinearite Testi**

Geçiş Değişkeni	F*	F4	F3	F2	Model
<b>Lnfood1(t-1)**</b>	0.00145	0.03445	0.14314	0.00601	LSTAR
<b>Lnfood1(t-2)</b>	0.03144	0.85824	0.12562	0.00502	LSTAR
<b>Lnfood1(t-3)</b>	0.00330	0.26312	0.06271	0.00384	LSTAR
<b>Lnfood1(t-4)</b>	0.01463	0.72479	0.71459	0.00016	LSTAR
<b>Lnfood1(t-5)</b>	0.03684	0.11786	0.18696	0.08364	LSTAR
<b>Lnfood1(t-6)</b>	0.04778	0.13076	0.34996	0.05039	LSTAR
<b>TREND</b>	0.97035	0.93587	0.99420	0.39685	AR

\* F testlerinin p-değerleri verilmektedir. \*\* Optimum geçiş değişkeni.

STAR tipi nonlinearitenin sınındığı F testinde, doğrusallık boş önsavı  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$  'dır. Doğrusallığın reddedilmesini takiben model mimarisi seçimi için sırasıyla F testlerinden birincisi olan F4 testinde boş önsavı  $H_{0,4} : \beta_3 = 0$  ; F3 testinde boş önsavı  $H_{0,3} : \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$  ve F2 testinde  $H_{0,2} : \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$  'dır. F STAR tipi nonlinearite testi için en düşük olasılık değeri 0.00145 olup 1. gecikme için elde edilmiştir. F4 testi için olasılık değeri 0.03445'tir. F2 testinde, olasılık değeri 0.006'dır. ESTAR model seçiminde önem taşıyan F3 testinin olasılık değeri 0.14 olup  $\beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$  önsavı reddedilememektedir. *lnfood1* serisinin izlediği STAR tipi doğrusal olmayan sürecin, doğrusallığın en güçlü reddedildiği gecikme olan birinci gecikme geçiş değişkeni olarak belirlenirken, model mimarisi STAR tipi modeller içerisinde LSTAR yapısı seçilmektedir. Tek geçiş fonksiyonlu ve iki rejimli bir LSTAR modeli aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir,

$$y_t = (1.41 - 0.44y_{t-1} - 1.18y_{t-2} - 0.98y_{t-3} - 0.77y_{t-4} - 0.27y_{t-5})$$

$$(0.47) \quad (0.11) \quad (0.19) \quad (0.18) \quad (0.17) \quad (0.05)$$

$$+ \left[ (-1.58 + 0.70y_{t-2} + 0.61y_{t-3} + 0.57y_{t-4}) \times F_L(\gamma, y_{t-d}, c) \right] + \varepsilon_t \quad (0.26)$$

$$(0.57) \quad (0.21) \quad (0.21) \quad (0.20)$$

$$F_L(\gamma, y_{t-d}, c) = F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = \frac{1}{1 + \exp(-4.39(y_{t-1} - 1.07))}$$

$$(2.69) \quad (0.20)$$

$R^2 = 0.44$ ,  $\bar{R}^2 = 0.42$ ,  $dw=2.05$ ,  $\delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.97$ ,  $\delta_{\varepsilon, LSTAR} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.95$ ,  $AIC=2.85$ ,  $JB=140.43(0.00)$ ,  $SW=0.9441(0.00)$ ,  $SK=41.05(0.00)$ ,  $s=-0.86$ ,  $k=6.01$ ,  $Ol.(s)=0.00$ ,  $Ol.(k)=0.00$ ,  $ARCH(1)=0.07 (0.78)$ ,

ARCH(4)=8.46 (0.08), RESET=0.38 (0.68). \*Modelde, standart sapma değerleri ( ) içinde verilmektedir. Diagnostik testlerde olasılıklar ( ) içinde raporlanmıştır.

Hata terimlerde ARCH etkisinin derecesi  $q=1$  ve  $q=4$  için test edildiği ARCH-LM testinde, hesaplanan  $\chi^2(q)$  istatistikleri sırasıyla 0.07 ve 8.46'dır. Modelin hata terimlerinde 1. dereceden ARCH etkisi olmadığı önsavı %5 anlamlılık seviyesinde reddedilememektedir. Diğer taraftan, ARCH(4) testi için elde edilen LM test istatistiği 8.46 hesaplanırken, % 5 ve 10 anlamlılık seviyelerinde kritik tablo değerleri sırasıyla  $\chi^2(4)=11.070$  ve  $\chi^2(4)=9.236$ 'dır. Hata terimlerinde ARCH etkisi %5 seviyesinde reddedilemezken, %10 seviyesinde kabul bölgesine düşmektedir.

RESET testinde, boş önsavı modelde tanımlama hatasının olmadığıdır. Reset testinde, hesaplanan F istatistiği 0.38 ve tablo kritik değeri  $F(12, 259, \alpha=0.05)=2.32$ 'dir. Modelde yanlış tanımlama olmadığı önsavı reddedilememektedir. Öte yandan, RESET testi genel yaklaşımın aksine birinci dereceden değil, daha yüksek dereceden hesaplanırsa, modelde yanlış tanımlama hatası olmadığı önsavı reddedilerek tanımlama hatası olduğu dolu önsavı kabul edilmektedir<sup>8</sup>. Her iki test olan ARCH ve RESET testlerinde elde edilen sonuçlar, gerçekte modellenememiş nonlinearitenin bir işareti olarak düşünülebilmektedir<sup>9</sup>.

JB testinde, hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu önsavı reddedilmektedir. Benzer yapıda, Shapiro-Wilk'in W istatistiği 0.94 olarak hesaplanmış olup hata terimlerinin normal dağılıma sahip olmadığı reddedilememektedir. Modelde,  $k=6.01$  olup, bu durum 4.cü momentte gözlemlenmektedir. Öte yandan, üçüncü moment  $s=-0.86$ 'dır. Çarpıklığın sıfıra eşit olduğu ve basıklığın üçe eşit olduğu önsavları test edilerek olasılıkları sırasıyla  $Ol(s)=0.00$  ve  $Ol(k)=0.00$  bulunarak reddedilmektedir.

LSTAR modellerinin JB ve SW istatistikleri incelenerek, LSTAR modeli ile nispi iyileşme sağlandığı görülmektedir. Hata terimleri incelendiğinde LSTAR modelinin pozitif ve negatif aşırı değerlerin yarıya yakın kısmını elimine ettiği, dolayısıyla modelin açıklanan kısmının nispi olarak arttığı görülmüştür<sup>10</sup>.

Modelde  $R^2$  ve  $\delta_{\varepsilon, LSTAR} / \delta_{\varepsilon, AR}$  hata terimlerinin standart sapmaları oranı LSTAR modelinin AR modeline karşı açıklayıcı gücünün arttığına işaret etmektedir. Bu çerçevede, LSTAR modeliyle, AR modeliyle modellenememiş sistematik olmayan kısmın incelenen zaman serisi için nispi olarak daha fazla açıklanabildiği söylenebilir.

<sup>8</sup> Ramsey RESET testi, 1. ve 2. dereceden gerçekleştirilmektedir. Test, 1. derece seçilmesiyle açıklanan seri olan  $y$ 'nin karesinin alınarak oluşturulan serinin modele eklenmekte olup F testi yapısında test edilmektedir. Birçok ampirik çalışmada sadece 1.ci dereceden (açıklanan  $y^2$  serisi türetilerek modele eklenir) gerçekleştirilen test sonuçları verilmektedir. Test, 3.cü dereceye kadar ( $y$  üstü 2, 3 ve 4 serilerinin eklenmesi) gerçekleştirilmektedir. 3. dereceden yüksek seviyede sınanmamasının sebebi modele eklenen açıklayıcı değişkenlerde artan collinearity sonucu covaryans matrisinin singular olması ile modelin tahmin edilememesidir. Öte yandan, RESET testinin gerçekleştirildiği çalışmalarda, sıklıkla 1.ci dereceden test raporlanmaktadır.

Çalışmada, *lnfood1* serisi için elde edilen LSTAR modelinde Reset testi 2.dereceden (kısıtsız regresyona 3. dereceye kadar terimlerin eklenmesi) gerçekleştirilmiştir. Tablo F istatistiği, payda  $v1=14-1$ , payda  $v2=285-14$  serbestlik derecesine sahiptir. Tablo'da  $\alpha=0.05$  için  $F(13,271,0.05)=2.24$  ve  $\alpha=0.01$  için  $F(13,271,0.01)=3.21$ 'dir. Hesaplanan F istatistiği ise 2.66 olarak hesaplanmaktadır. Dolayısıyla, üçüncü dereceye kadar üstü  $y$  serilerinin eklendiği RESET testinde,  $\alpha=0.05$  anlamlılık seviyesinde modelde yanlış tanımlama yoktur önsavı reddedilmektedir.  $\alpha=0.01$  anlamlılık seviyesinde ise modelde yanlış tanımlama yoktur önsavı kabul edilmektedir.

Sonuçta, LSTAR modelinde RESET testi kapsamında tanımlama hatası yoktur önsavı, sıklıkla uygulanan yaklaşımda (birinci dereceden test) kabul edilmektedir. Diğer taraftan, RESET testi üçüncü dereceye kadar hesaplanırsa, modelde tanımlama hatası kabul edilmektedir.

<sup>9</sup> RESET ve ARCH testleri, modellenememiş nonlineariteyi yakalayabilmektedir. Doğrusallık testleri kapsamında bkz. Granger, C. & T. Terasvirta (1993).

<sup>10</sup> İleriki bölümde, aşırı değerler incelenerek LSTAR modelinde uç değerlerin nispi olarak azaldığı gösterilecektir.

**Tablo 4. STAR Tipi Otokorelasyon Testi**

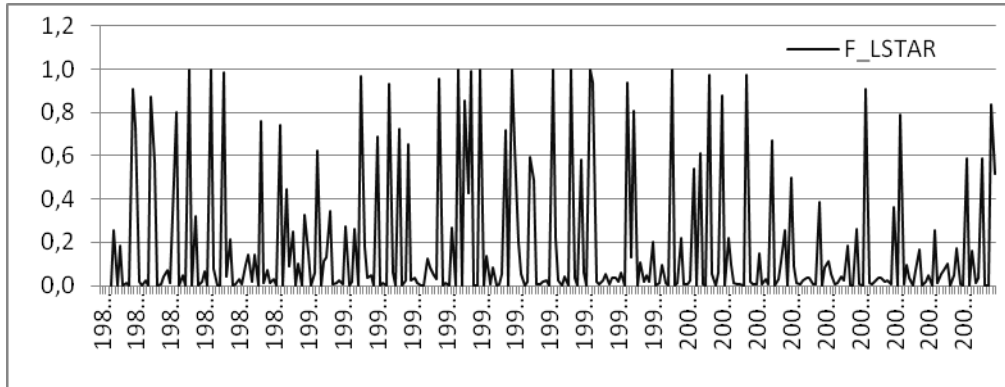
<i>Gecikme</i>	<i>F</i>	<i>sd1*</i>	<i>sd2*</i>	<i>p-değeri</i>
<b>1</b>	0.96110	1	226	0.32800
<b>2</b>	0.61780	2	224	0.54000
<b>3</b>	0.59290	3	222	0.62020
<b>4</b>	0.75160	4	220	0.55790

\* *i*'nci mertebeden rho için F testinde esas alınan serbestlik dereceleridir.

Tahmin edilen LSTAR modelinin hata terimlerinde otokorelasyonun sınanması için STAR tipi otokorelasyon testine başvurulmuştur. STAR tipi otokorelasyon sonuçlarına göre hata terimlerinde STAR tipi otokorelasyon istatistiki olarak kabul edilememektedir.

LSTAR modeli incelendiğinde, birinci rejimde tüm otoregresif terimlere ilişkin tahmin değerleri negatif değerler alırken, ikinci rejimde otoregresif parametre tahminlerinin pozitif değerler aldığı dikkat çekmektedir. Rejimler arasında geçişte, geçişin hızını belirleyen *gamma* parametresi 4.39 olarak tahmin edildiğinden iki rejim arasındaki geçiş yapısı nispeten yumuşak kabul edilmektedir.

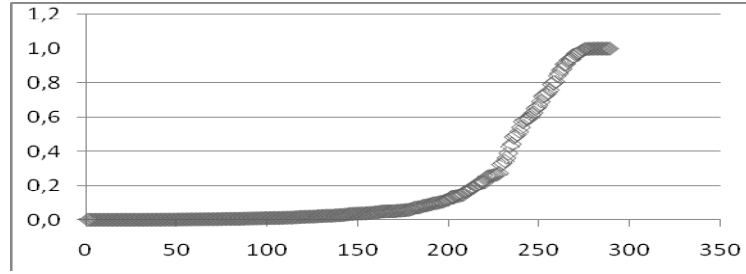
Şekil 1'de, *lnfood1* faiz ödemeleri oranı serisi için tahmin edilen LSTAR modelinin doğrusal olmayan yapısının incelenmesi amacıyla hesaplanan lojistik geçiş fonksiyonu ve bu fonksiyon içinde geçiş değişkeni görevi gören *lnfood1*<sub>*t-1*</sub> serisinin izlediği patika yer almaktadır.

**Şekil 1. LSTAR Modeli Geçiş Fonksiyonu**

Eşik değeri 1.07 olarak tahmin edilmiş olup, geçiş değişkeni olan faiz ödemeleri oranının bir önceki dönem aldığı değer 1.07'yi aştığında (veya altında kaldığında) *F* geçiş fonksiyonu  $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) \rightarrow 1$ 'e ( $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) \rightarrow 0$ 'a) hareket etmekte; ikinci rejimin parametrelerinin ağırlıkları artacağından (azalacağından) birinci rejimin parametreleri nispi olarak aktive (deaktive) olmaktadır. Faiz ödemeleri oranının doğrusal olmayan bir

yapıda her iki rejimde izlediği patika karşılaştırıldığında asimetrik bir yapı sergilediği sonucuna varılmaktadır.

Şekil 2’de,  $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07)$  geçiş fonksiyonunun aldığı değerler küçükten büyüğe sıralanarak gözlem adetine karşılık gelecek şekilde çizilmiştir. Geçiş fonksiyonu  $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = 1/2$  olduğu orta nokta 236.cı gözleme karşılık gelmektedir. Gamma parametresi 4.39 olarak tahmin edildiğinden, geçiş fonksiyonu yumuşak bir yapıda 0’dan 1’e hareket etmektedir. Şekilde, eşik değeri  $1.07 = y_{t-1}$  olduğunda, geçiş fonksiyonunun orta noktası  $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = 1/2$  için sağlanmaktadır. Geçiş fonksiyonu, faiz ödemeleri oranı serisinin 236 gözlemi için  $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) < 1/2$ ’nin aşağısında kalırken birinci rejim baskınlık kazanırken, 49 adet gözlem için  $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) > 1/2$  büyük olup, 2.ci rejim baskınlık kazanmaktadır.



**Şekil 2. LSTAR Geçiş Fonksiyonunun Her Gözleme Karşılık Gelen Değerleri**

Modelde, geçiş değişkeni eşik değerinin altında kaldığında ( $y_{t-1} < 1.07$ ); geçiş fonksiyonu olan  $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = 0$  değerini alacağından birinci rejim için elde edilen otoregresif süreç,

$$y_t = 1.41 - 0.44y_{t-1} - 1.18y_{t-2} - 0.98y_{t-3} - 0.77y_{t-4} - 0.27y_{t-5} \quad (0.27)$$

biçimindedir. Öte yandan, geçiş değişkeni eşik değerini aştığında ( $y_{t-1} > 1.07$ );

$F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) \rightarrow 1$ ’e hareket ederken aktive olacak ikinci otoregresif süreç,

$$y_t = -1.58 + 0.70y_{t-2} + 0.61y_{t-3} + 0.57y_{t-4} \quad (0.28)$$

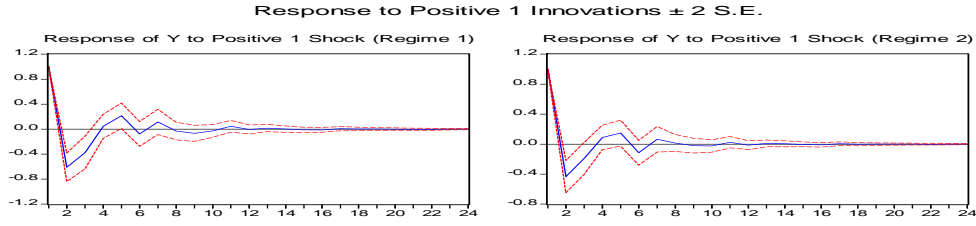
biçiminde olup, nispi olarak aktive olma derecesi ile değinilen ikinci otoregresif bölümün parametre tahminleri birinci otoregresif yapının parametre tahminlerine eklenmektedir.

Geçiş değişkeni olan faiz ödemeleri oranının bir dönem önceki değeri eşik değerine göre nispi olarak giderek arttığında  $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = 1$  eşitleneceğinden her iki otoregresif kısmının birbiriyle eklenmesiyle ikinci rejim,

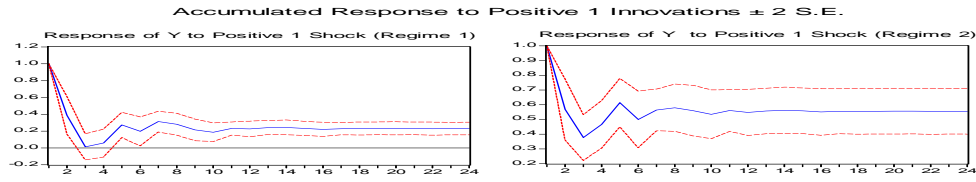
$$y_t = -0.17 - 0.44y_{t-1} - 0.48y_{t-2} - 0.37y_{t-3} - 0.20y_{t-4} - 0.27y_{t-5} \quad (0.29)$$

biçiminde oluşmaktadır. Nitekim birinci rejim kapsamında 1’in üstünde ve bire çok yakın olarak tahmin edilen 2. ve 3. gecikmelere ilişkin parametre tahminlerinin etkilerinin; ikinci rejimin aktive olmasıyla yumuşadığı görülmektedir.  $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = 1$  kapsamında elde edilen ikinci rejimin durağan olduğu sonucuna varılmıştır.

STAR modellerinde durağanlığın test edilmesinin bir yöntemi, etki tepki fonksiyonlarının (IRF) incelenmesidir. Koop .et. al (1996), IRF fonksiyonlarının doğrusal olmayan modeller için uygulanmasında *genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonlarını* (GIRF) geliştirmektedir. Genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonlarında şokların işaretine ve boyutuna göre farklılaşan doğrusal olmayan ve rejimler arasında asimetrik tepkilerin incelenmesi için negatif ve pozitif etki şokları için 1 ve 2 standart sapma olmak üzere toplam 4 farklı şok tanımlanmıştır. Güven aralıklarının etki tepki fonksiyonları için oluşturulmasında 1000 tekrarlı Monte Carlo simülasyonu gerçekleştirilmiştir. Etki tepki fonksiyonları çerçevesinde incelenen sistemin kararlı ve durağan kabul edilmesi için sisteme uygulanan 4 farklı yapıda şoku takiben sistemin tepkisinin ölmesi (sıfır eksenine yakınsaması) gerekirken, birikimli tepkilerin ise sabit bir terime asimptotik olarak yakınsaması gerekli olmaktadır. Pozitif yönlü bir standart sapmalı şokun etkisinin incelendiği Şekil 3’de, faiz ödemeleri oranının takip ettiği patika Rejim 1 ve Rejim 2 için ayrı ayrı verilmektedir.



(a) Rejim 1 ve 2 için GIRF Fonksiyonları



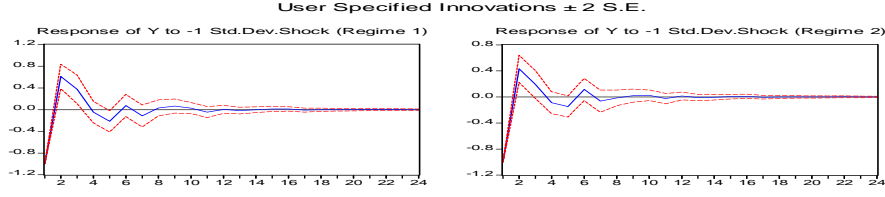
(b) Birikimli GIRF Fonksiyonları

### Şekil 3. LSTAR Modeli GIRF Fonksiyonları: 1 Std. Sapmalı Pozitif Şok

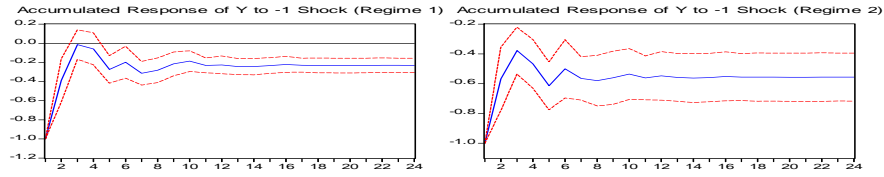
Birinci rejimde, 1 standart sapmalı pozitif şokun etkisi 1. ve 2. dönemlerde negatif olup güven aralıkları sıfır eksenini kesmemektedir. Birinci rejimde 1 standart sapmalı pozitif şokun etkisi 3. dönemde ortadan kalkmaktadır. İkinci rejimde 1 standart sapmalı pozitif şoku takiben faiz ödemeleri oranının izlediği patika negatiftir. Öte yandan, ikinci rejimde GIRF fonksiyonunun takip ettiği patika birinci rejimden farklı olarak daha az negatiftir.

Nitekim birinci rejimde 2 dönem sonrası için modelin tepkisi -0.6 iken, ikinci rejimde bu değer -0.4’tür. Her iki rejimde de etki tepki fonksiyonları 3 dönem sonra sıfır eksenine yakınsamakta; birikimli fonksiyonlar ise Rejim 1’de 0.2’ye yakınsarken, Rejim 2’de 0.55’e yakınsamaktadır. Pozitif şokları takiben bağımlı değişkenin iki rejimde de aynı yönlü; ancak miktar açısından farklı ve doğrusal olmayan bir patika izlediği sonucuna varılmaktadır. GIRF fonksiyonlarından hareketle, her iki rejimin durağan olduğu sonucuna varılmıştır.

Şekil 4’de ise, Şekil 3’den farklı olarak negatif yönlü bir standart sapmalı şoku takiben faiz ödemeleri oranının Rejim 1 ve Rejim 2 için takip ettiği patika verilmektedir.



(a) Rejim 1 ve 2 için GIRF Fonksiyonları



(b) Birikimli GIRF Fonksiyonları

#### Şekil 4. LSTAR Modeli GIRF Fonksiyonları: 1 Std. Sapmalı Negatif Şok

Dolayısıyla, pozitif şoklar için olduğu gibi, negatif şoklar için de ikinci rejimin tepkisi GIRF fonksiyonları çerçevesinde mutlak olarak birinci rejimden daha düşüktür. Öte yandan, tahmin edilen model durağan bulunmakla beraber, faiz ödemelerinde gerçekleşen negatif yönlü şokları takiben, birikimli olarak negatif bir kararlı patıkaya yakınsandığı sonucuna varılmaktadır.

Farklı rejimlerde 1. standart sapmalı şokun etkisinin farklılaştığından hareketle, GIRF fonksiyonları kapsamında rejimler arasında asimetri reddedilememektedir. Aynı bağımlı değişkenin her iki rejim altındaki farklı tepkisinin ölçülmesine ilişkin asimetri ölçüsü olan  $A(i, j; s, Y)$  asimetri ölçütü,  $y$  serisinin bağımlı değişkeninin bir  $s$  şoku altında  $i$  inci rejimdeki tepkisinin  $j$  inci rejimdeki tepkisinden çıkartılmasıyla elde edilmektedir,

$$A(i, j; s, t, Y) = R(y_{i,t}, s) - R(y_{j,t}, s) \quad (0.30)$$

Denklemden,  $i$  ve  $j$   $i \neq j$  için farklı rejimler,  $s$  sisteme uygulanan şok,  $Y = (y_{i,t}, y_{j,t})'$  iki rejim altında tahmin edilen vektörler,  $t=1,2,...,p$  tepkinin dönemi,  $R(y_{i,t}, s)$  ise  $i$ 'inci rejimin  $s$  standart sapma şokuna  $t$  döneminde verdiği genelleştirilmiş tepki fonksiyonudur. Bu çerçevede elde edilen asimetri ölçütü olan  $A(i, j; s, t, Y)$  ile farklı şoklar altında farklı rejimlerin genelleştirilmiş tepkileri karşılaştırılabilmektedir. Her iki rejimde de pozitif şoku takiben pozitif bir tepki gerçekleşirse, eğer  $i$ 'inci rejimin tepkisi daha fazla ise, AS fark denkleminde,  $As(i, j; s, Y) > 0$  olacaktır. Her iki rejimde de tepki negatif yönde ise, ancak birinci rejimin tepkisi daha negatifse,  $As(i, j; s, Y) < 0$  olacaktır. Pozitif şoku takiben her iki rejimin tepkisi negatif iken ikinci rejimin tepkisi daha negatifse, denklemin sağ tarafında eksi eksi ile çarpılacağından  $As(i, j; s, Y) > 0$  çıkacaktır. Aynı çerçevede, negatif şokların

incelenmesi kapsamında vektörlerin asimetrik tepkileri analiz edilebilmektedir. Öte yandan, rejimler arasında tepkilerin simetrik olması durumunda  $As(i, j; s, Y) = 0$  olacaktır.

Asimetri ölçütünün hesaplanması için,

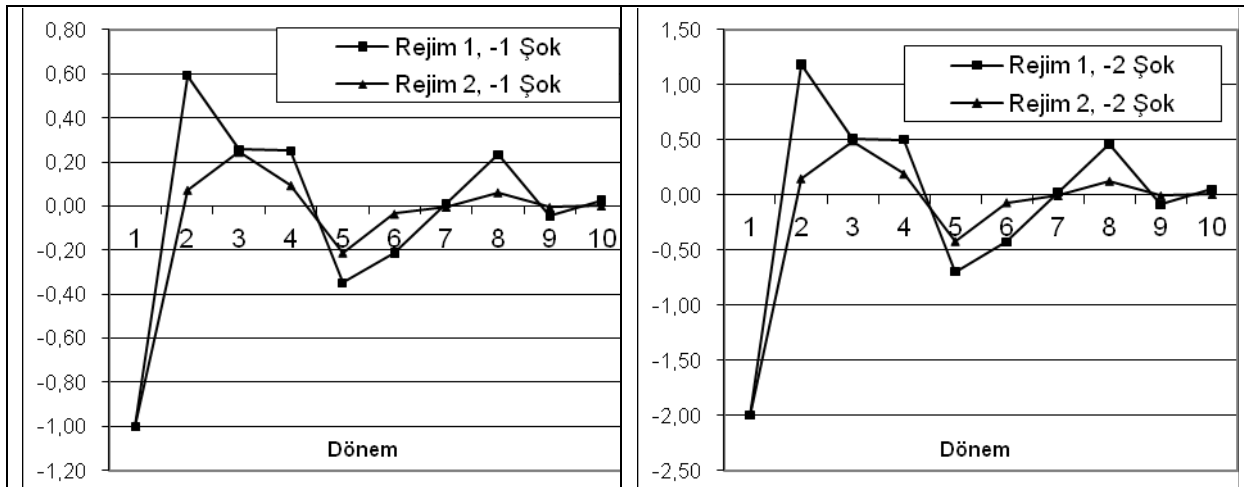
- 1) -1, -2, +1 ve +2 standart sapmalık faiz ödemeleri oranı şokları tanımlanmıştır.
- 2) Dört farklı şok için LSTAR modelinin her iki rejimi için ayrı GIRF fonksiyonları hesaplanmıştır<sup>11</sup>.
- 3) Üçüncü aşamada, rejimler arasındaki asimetrinin ölçülmesi için, tepkinin gerçekleştiği  $t$  dönemleri için 2. rejimin GIRF fonksiyonu 1. rejimin GIRF fonksiyonundan çıkartılmıştır.

Birinci ve ikinci aşamalar kapsamında, Şekil 5’de,  $t=1$  döneminde gerçekleşen farklı işaretli ve farklı büyüklükteki şoklar altında her iki rejim için hesaplanan GIRF etki tepki fonksiyonları verilmiştir. Üçüncü aşamada, Şekil 5’de yer alan GIRF fonksiyonlarından hareketle rejimler arası asimetri hesaplanacaktır.

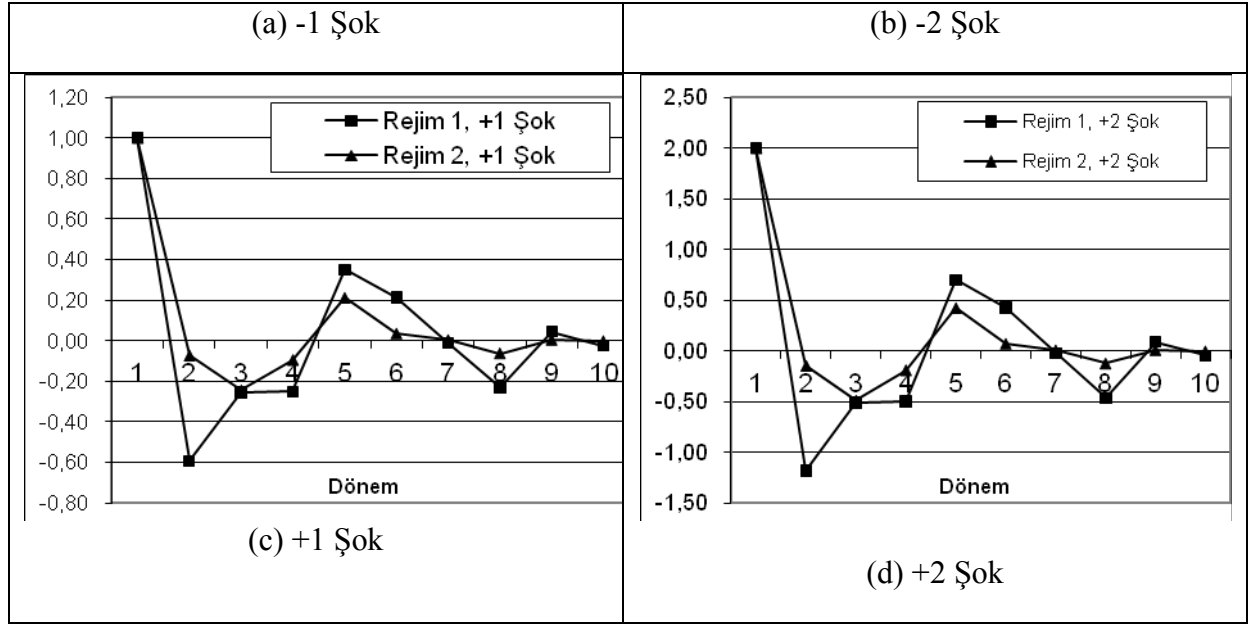
Şekil 5’de (a) kısmında,  $-1 \delta_\varepsilon$  standart sapma şokunu takiben 2. dönemde rejim 2’nin tepkisinin rejim 1’den daha fazla olduğu dikkat çekmektedir.  $-1 \delta_\varepsilon$  şokundan 2 dönem sonra ( $t=3$  döneminde) 1. rejimde gerçekleşen tepki pozitif olup bir önceki döneme göre azalırken, 2. rejimin tepkisi artmaya devam etmektedir.

Her iki rejimin tepkisi 3. dönemde eşittir. Şeklin (b) kısmında,  $-2 \delta_\varepsilon$  negatif şok ertesinde izlenen patika benzer yapıda olup, rejim 1’in negatif şoka rejim 2’den daha fazla tepki verdiği görülmektedir. Şeklin (c) ve (d) kısımlarında, pozitif şoklar altında rejimlerin tepkileri incelendiğinde, her iki rejimin de pozitif şoklara tepkisi 2. dönemde negatif iken, rejim 1’in pozitif şoklara tepkisi rejim 2’den daha güçlü bulunmaktadır.

4. dönemde rejim 1’in tepkisi sabitken, rejim 2’nin tepkisi daha güçlü olup, asimetrik yapı 3. 7. ve 10. dönemlerde eşit gibi gözükürken haricinde 2.4. 5. 6. 8. 9. dönemler için ortaya konmaktadır. Rejimler arasındaki asimetri değerleri  $As(i, j; s, Y)$  görülmektedir.

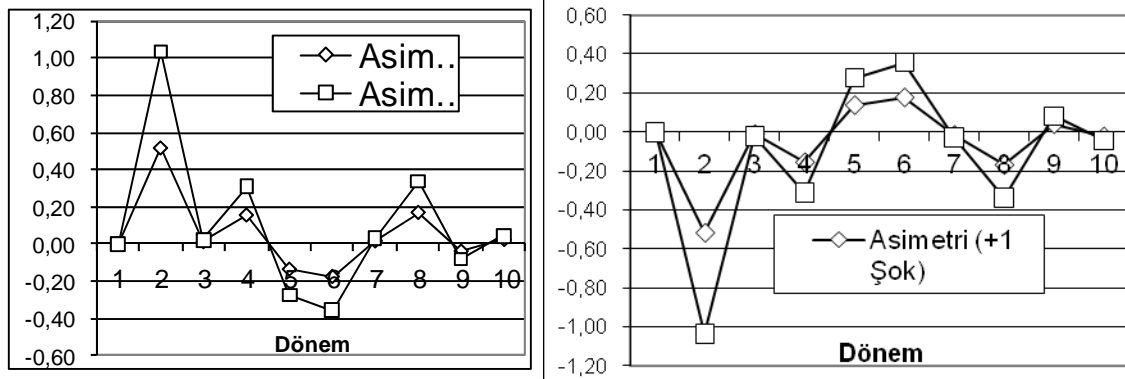


<sup>11</sup> GIRF fonksiyonları için güven aralıkları 1000 Monte Carlo replikasyonu ile 4 farklı şok için hesaplanmıştır. Öte yandan, asimetri ölçütünün hesaplanmasında güven aralıkları kullanılmayacaktır.



**Şekil 5. LSTAR Modeli, Farklı Şoklar Altında GIRF Fonksiyonları**

Şekil 6’da negatif işaretli ve farklı boyuttaki şoklar için rejimlerin izlediği asimetrik yapı verilmektedir.



**Şekil 6. (a) LSTAR Modelinde Negatif Şoklar Altında Rejimler Arası Asimetri**

**(b) LSTAR Modelinde Pozitif Şoklar Altında Rejimler Arası Asimetri**

Şekil 6’da yer alan GIRF fonksiyonları ve asimetri ölçütlerinden hareketle, iki rejim için elde edilen GIRF fonksiyonları arasındaki farkın hiç bir dönemde mutlak olarak sıfıra eşit olmadığı; iki rejimin farklı işarete sahip GIRF fonksiyonlarına tepkisinin asimetrik yapıda olduğu ortaya çıkmaktadır.

### STAR Modelinin Hata Terimlerinde Nonlinearite Testi

Tahmin edilen LSTAR modelinin hata terimlerinde modellenememiş nonlinearite olması durumunda LSTAR modeli nonlineariteyi yakalamakta yetersiz olabilecektir. Hata terimlerinde STAR tipi nonlinearitenin olup olmadığının sınanmasında uygulanan F testleri sonuçları Tablo 5’de yer almaktadır.



**Tablo 5. Tek geçiş fonksiyonlu STAR Modeline Karşı İki Geçiş Fonksiyonlu STAR Modeli Testi**

<i>Geçiş değişkeni</i>	<i>F</i>	<i>F4</i>	<i>F3</i>	<i>F2</i>
<i>lnfood1(t-1)</i>	0.04987	0.05418	0.90662	0.02714
<i>lnfood1(t-2)</i>	0.11533	0.79918	0.56599	0.00746
<i>lnfood1(t-3)*</i>	0.00757	0.28442	0.55144	0.00062
<i>lnfood1(t-4)</i>	0.06415	0.82234	0.46291	0.00351
<i>lnfood1(t-5)</i>	0.41540	0.37676	0.18726	0.75586

\* İkinci geçiş fonksiyonu için boş önsavının en güçlü reddedildiği optimum gecikmedir.

Test sonuçları *lnfood1* serisinin 1.ci, 3.cü ve 4.cü gecikmeli değerlerinin geçiş değişkeni belirlendiği Taylor yaklaşımlarına ilişkin modeller için doğrusallığın istatistikî olarak 0.05 seviyesinde reddedildiğine işaret etmektedir. Dolayısıyla, *lnfood1* serisinin sergilediği doğrusal olmayan sürecin tek lojistik fonksiyonlu ve iki rejimli LSTAR modeliyle yakalanamadığı; bu doğrultuda, nonlinearitenin modellenmesinde STAR modelleri kapsamında hareket edilecekse rejim sayısının ve geçiş fonksiyon adedinin artırılması gerektiği veya nonlinearitenin modellenmesi amacıyla çalışmada esas alınan bir başka doğrusal olmayan modelleme yöntemi olan MLSTAR ve ANN modellerine başvurulması gerektiği sonucuna varılmaktadır.

Çalışmada, *lnfood1* serisi önce iki lojistik fonksiyonlu 4 rejimli bir model olan MLSTAR modeli ile modellenecektir.

### İki Geçiş Fonksiyonlu MLSTAR Modeli

Tablo 5’de aşamalı olarak F4, F3 ve F2 testleri incelendiğinde, modele eklenecek ikinci geçiş fonksiyonu yapısı lojistik fonksiyon olarak tayin edilmektedir. Doğrusallığın en güçlü reddedildiği gecikme 3 olup ikinci geçiş fonksiyonu için geçiş değişkeni *lnfood1(t-3)* olarak belirlenmektedir. Elde edilen model iki lojistik fonksiyonlu olacağından, MLSTAR modeli olarak adlandırılacaktır.

Faiz ödemeleri oranının modellendiği dört rejimli MLSTAR modeli şu şekilde tahmin edilmiştir,

$$y_t = 1.74 - 0.51y_{t-1} - 1.00y_{t-3} + 0.98y_{t-4} - 0.26y_{t-5} + (-1.42 + 0.58y_{t-2} + 0.70y_{t-3} + 0.55y_{t-4})$$

(1.31)   (0.11)   (0.19)   (0.63)   (0.06)   (0.54)   (0.20)   (0.22)   (0.20)

$$\times F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1) + (2.98 - 1.14y_{t-2} - 1.74y_{t-4}) \times F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2) + \varepsilon_t \quad (0.31)$$

(1.37)    (0.17)    (0.64)

$$F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1) = \frac{1}{1 + \exp(-4.45(y_{t-1} - 1.05))}$$

(2.84)    (0.21)

$$F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2) = \frac{1}{1 + \exp(-5.63(y_{t-3} - 4.0001))}$$

(21.63)    (0.84)

$$R^2 = 0.48, \bar{R}^2 = 0.45, DW=2.06, \delta_{\varepsilon, MLSTAR} = 0.93, \delta_{\varepsilon, MLSTAR} / \delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.96$$

$$\delta_{\varepsilon, MLSTAR} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.92, AIC=2.81, SIC=3.02, JB=155.38 (0.00), SK=43.42 (0.00), SW=0.94, Eğiklik=-0.90, Basıklık=6.17, Ol.(s)=0.00, Ol.(k)=0.00 ARCH(1)=0.03(0.84), ARCH(4)=0.14(0.97), RESET=0.11 (0.74).$$

MLSTAR modelinde, birinci ve dördüncü mertebeye ARCH etkisi 0.05 anlamlılık seviyesinde kabul edilememekte; RESET testi ile modelde yanlış tanımlama kabul edilememektedir. Modelde  $R^2$  değerinin AR ve LSTAR modeline göre nispeten arttığı görülmektedir. MLSTAR modelinin hata terimlerinin standart sapması AR ve LSTAR modellerinden elde edilen standart sapmalarına oranlanırsa  $\delta_{\varepsilon, MLSTAR} / \delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.96$  ve  $\delta_{\varepsilon, MLSTAR} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.92$  olarak hesaplanmaktadır. MLSTAR modelinin hata terimlerinin 3. ve 4. momentlerinde AR ve LSTAR modelleri için kabul edilen durum altında model kurulumuna devam edilmektedir.

Her iki geçiş fonksiyonunda geçiş değişkenleri birbirinden farklı belirlendiğinden dört adet rejim söz konusudur<sup>12</sup>.

MLSTAR modelinde birinci rejim  $F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)=0$  ve  $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)=0$  olduğunda gerçekleşmektedir. Bu durumun oluşması için faiz ödemeleri oranının nispi olarak eşik değerlerinin altında bir seyir izlemesi ve dolayısıyla tahmin edilen diğer iki otoregresif sürecin aktive olmaması gerekmektedir. Bu durumda, ikinci geçiş fonksiyonunda üç dönem önce gerçekleşen faiz ödemeleri oranını temsil eden  $y_{t-3}$  geçiş değişkeni eşik değeri olan  $c_2=4.00$  değerinin altında kalması gerekirken; birinci geçiş fonksiyonunun sıfıra eşit olması için faiz ödemeleri oranının bir önceki dönemde eşik değeri olan  $c_1=1.05$  değerinin altında kalması; diğer bir deyişle faiz ödemeleri oranının bir dönem öncesinde eşik değeri baz alınarak hızlanmamış olması gerekmektedir. Nitekim oluşan birinci rejimde, faiz ödemelerinin izlediği otoregresif sürecin iskelet formu<sup>13</sup>,

$$y_t = 1.74 - 0.51y_{t-1} - 1.00y_{t-3} + 0.98y_{t-4} - 0.26y_{t-5}$$

<sup>12</sup> Öte yandan, iki geçiş fonksiyonunda geçiş değişkenleri aynı hesaplandığında ikinci geçiş fonksiyonu aktive olduğunda birinci geçiş fonksiyonunun oluşması için gereken koşul sağlanmış olduğundan, model 3 rejimli bir yapıda düşünülmelidir.

<sup>13</sup> İskelet formu terimi Franses ve van Dijk (2000) çalışmasından devralınmıştır. Hata terimleri içermeyen model gösterimidir.

biçiminde gerçekleşmektedir. Modelde; 1-3-5 gecikmeleri negatif tahminlere sahipken, 4.cü gecikme pozitif tahmin edilmektedir.

MLSTAR modelinde ikinci rejimin gerçekleşmesi için  $F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)$  fonksiyonunun aktive olması gerekirken diğer taraftan ikinci geçiş fonksiyonu olan  $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)$ 'in aktive olmaması durumunun oluşması için faiz ödemeleri oranının bir önceki dönemdeki değerinin 1.05'in üstüne çıkarken, üç dönem önceki değerinin 4.00'ın altında olması gerekmektedir; diğer bir deyişle, faiz ödemeleri oranındaki artış hızlanmakla beraber bir kriz döneminden sonraki düzeltme dönemine denk gelmemesi gerekmektedir. İkinci rejimde, ikinci otoregresif süreç birinci otoregresif sürece eklenirse, ikinci rejimin iskelet formu için  $F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)=1$ ,  $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)=0$  yazılarak,

$$y_t = 0.32 - 0.51y_{t-1} + 0.58y_{t-2} - 0.30y_{t-3} + 1.53y_{t-4} - 0.26y_{t-5}$$

biçiminde gösterilmektedir. Modelde, AR(4) parametresi mutlak olarak 1'den büyük tahmin edilirken, diğer parametre tahminleri mutlak olarak 1'den küçüktür.

MLSTAR modelinde, üçüncü rejimin oluşması için birinci geçiş fonksiyonu aktive olurken, ikinci geçiş fonksiyonunun da aktive olmuş olması gerektiğinden, geçiş değişkenlerinin  $y_{t-3} > 4.0001$  ve  $y_{t-1} > 1.05$  koşullarının sağlanması gerekmektedir. Bu durumda, faiz ödemeleri oranının bir dönem önce 1.05'in üstünde iken üç dönem önce 4'ün üstüne çıkmış olması gerekmekte olup bir kriz sonrası döneme karşılık geldiği gibi, bu dönemde krizden sonraki düzeltme gerçekleşmemekle beraber; faiz ödemeleri oranı baz alınarak hakim olan yoğun iç borçlanma ortamının sürdürülüyor olması gerekmektedir.

Bu rejim altında elde edilen otoregresif sürecin iskelet formu  $F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)=1$  ve  $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)=1$  yazılarak,

$$y_t = 3.30 - 0.51y_{t-1} - 0.56y_{t-2} - 0.30y_{t-3} - 0.21y_{t-4} - 0.26y_{t-5}$$

biçiminde gösterilmektedir. Geçiş yapısından hareket edilirse, her iki  $F$  fonksiyonlarında geçiş değişkenleri sırasıyla  $y_{t-1}$  ve  $y_{t-3}$ 'tür. Geçiş fonksiyonlarında eşik değerleri sırasıyla 1.05 ve 4.00 olarak tahmin edilmiştir. Dolayısıyla elde edilen durumda her iki  $F$  fonksiyonunun 1'e ulaşması için faiz ödemeleri oranının 3 dönem önce eşik değeri olan 4.00'ün üstüne çıkarken, 1 dönem önceki değerinin eşik değeri olan 1.05'in üstünde gerçekleştiği bir duruma karşılık gelmektedir. Bu durum, kriz ortamının yaşandığı, ve değinilen kriz ortamında iç borçlanmanın ağırlığının zorunlu olarak yükseldiği; dolayısıyla mali baskınlığın arttığı; ancak eşik değerlerinin altına inilemediğinden, düzeltmenin gerçekleşmediği bir döneme karşılık gelmektedir. Bu durumda, borç vadeleri hızla azalırken faiz oranlarındaki hızlı artış beraberinde borç maliyetini yükseltmekte, borç faiz ödemeleri hızla artmakta, dış kaynaklar kesildiğinden maliye otoritesi iç kaynaklara yönelmek zorunda kalmaktadır.

MLSTAR modelinde, her iki lojistik geçiş fonksiyonunda geçiş değişkeni birbirinden farklı olduğunda 4 rejim oluşurken, her iki lojistik fonksiyonda aynı geçiş değişkeni kullanıldığında, 3 rejim ortaya çıkmaktadır. Nitekim 4. rejimin gerçekleşmesi için,

$F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)=0$  iken  $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)=1$  ve geçiş değişkenlerinde  $e \neq d$  koşulunun sağlanması gerekmektedir.

Dördüncü rejimin oluşması için üç dönem önce gerçekleşen iç borç ödemelerinin dış borç ödemelerine oranla eşik değeri olan 4 katın üstünde olması gerekirken; bir önceki dönemde bu oranın 1.05'in altına inmiş olması gerekmektedir. Bu durumun oluşmasında borç faiz ödemeleri oranında düşüş önem taşımakta, dolayısıyla bir krizden sonra düzeltme evresi olarak düşünülmektedir.

Dördüncü rejim için,  $F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)=0$  ve  $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)=1$  yazılarak,

$$y_t = 4.72 - 0.51y_{t-1} - 1.14y_{t-2} - 1.00y_{t-3} - 0.76y_{t-4} - 0.26y_{t-5}$$

otoregresif süreci elde edilmektedir. Bu çerçevede, faiz ödemeleri oranı 3 dönem önce 4.00'in üstünde gerçekleşmiş iken, 1 dönem önce 1.05'in altına inmiş olması gerekmektedir. Bu çerçevede MLSTAR modeli,  $m$  adet geçiş fonksiyonuna sahip  $2^m$  rejimli bir model olmaktadır.

Analizde,  $foo$  serisinin seçilmesinde önemli bir etmen iç borçlanmanın maliyeti kanalıyla mali baskınlığın bir göstergesi olarak kabul edilmesinden kaynaklanmaktadır. Konsolide bütçe içerisinde faiz ödemelerinin ve özellikle iç borç faiz ödemelerinin dış kaynaklardan borçlanmanın özellikle güçleştiği ekonomik kriz öncesi dönemlerde yüksek oranda yükseldiği gözlemlenmiştir. FTPL teorisi kapsamında, mali baskınlığın bir göstergesi olarak değerlendirilen iç borçlanma faiz ödemelerinin bütçe içindeki payı bu dönemlerde önemli oranlarda artmaktadır. Bu kapsamda, ekonomilerde maliye yönlü baskınlık altında gelişen enflasyonist süreçte bütçe açıklarında yükseliş, iç borçlanmada artış, enflasyon oranında artış olarak gerçekleşmektedir.

Nitekim vade yapısının kötüleşmesi ve faiz oranlarının artmasıyla net dış borç kaynakları azalırken, hızlı bir şekilde net iç borçlanma kaynaklarına yönelinmektedir. Dolayısıyla, serinin izlediği patika incelenerek kriz yılları öncesinde önemli artışlar gözlemlenirken, kriz dönemlerinde önemli ölçüde sıçramalar gözlemlenmektedir. Çalışmada, serinin tercih edilmesinde bu yapı önem teşkil etmektedir. Öte yandan, incelenecek modellerde yüksek sıçramalara karşılık gelen tarihlerde gölge değişken kullanılması bir çözüm olmakla beraber, tercih edilmemiştir. Bu çerçevede, serinin doğal logaritması alınarak serideki sıçramaların nispeten törpülenmesi amaçlanmıştır.

Öte yandan, mali politikaların baskın olduğu ekonomilerde enflasyonla mücadele kapsamında aktif para politikalarına başvurulduğunda, enflasyonla mücadeleye yönelik politikaların etkisi farklılaşmaktadır. Nitekim bağımsız bir Merkez Bankası bir aktif para kuralıyla enflasyon oranı artışına yönelik faiz oranı arttırmalarına başvurduğunda, mali baskınlık söz konusu ekonomilerde faiz artışları iç ve dış borcun maliyetini yükseltmektedir. Dolayısıyla, Ricardocu Olmayan ekonomilerde anti-enflasyonist politikalar, beklenenin aksine daha yüksek enflasyon oranlarına sebep olmaktadır.

### SANN Modeli

SANN modelinin yapısı doğrusal ve doğrusal olmayan kısımlardan oluşmaktadır. SANN modelinin oluşturulmasında ilk aşama doğrusal kısmın mimari yapısının belirlenmesidir. Doğrusal kısmın yapısının belirlenmesinde ilk kısımda tahmin edilen doğrusal AR modeli temel alınmıştır. Modelin doğrusal kısmı, AIC bilgi kriterinden hareketle AR(6) olarak kabul edilmiştir.

İkinci aşamada, doğrusal kısmın mimari yapısının belirlenmesinde önerilen  $F$  testi süreçleri esas alınmıştır. Bu aşamada, Terasvirta et. al. (2006) çalışmasından farklı olarak, SANN modelinde doğrusal olmayan yapıda optimum girdi setinin doğrusal kısımda yer alan optimum girdi setinden farklı olabileceği kabul edilmektedir. Bu kapsamda, White (1989) ve Anders ve Korn (1999) çalışmalarında izlenen süreç çerçevesinde doğrusal kısım içermeyen bir SANN modeli için Taylor yaklaşıtırmı yöntemine dayanan LM testleri hesaplanmıştır.

Çalışmada izlenen yöntem kapsamında, doğrusal olmayan girdi seti, gizli birim adeti ve bu birimlerdeki girdilerin seçilmesi önem taşımaktadır. LM tipi test döngüsü kapsamında elde edilen doğrusallık testleri sonuçları Tablo 6’da verilmektedir<sup>14</sup>.

**Tablo 6. Doğrusallık Testleri ile Optimum Girdi Seti, Nöron Adeti ve Nöronlarda Yer Alan Girdi Setlerinin Seçimi**

$LM_{SANN}$ Testi	$LM_{SANN}^*$	$LM(1)_{SANN}^{**}$	$LM(2)_{SANN}^{***}$	$LM(3)_{SANN}^{****}$
<b><i>p değeri:</i></b>	1.4331e-011	1.2199e-010	0.033924e-05	-
<b><i>Optimum girdi seti</i></b>	[1,2,4,5,6,7,9,12,13]	[1,2,6,7,9,12,13]	[1,2,4,6,12,13]	[1,2,6,7,9,12,13]

Not: p-değerleridir. Seçilen girdi gecikme seti [ ] ile verilmektedir. Alfa=0.05 alınmıştır. Girdi seti ve gizli birim adeti seçimlerinde AIC bilgi kriteri esas alınmıştır. \* Lin et. al. (1993) ANN tipi nonlinearite testi ile nöron adetinden bağımsız Taylor yaklaşıtırmı ile optimum girdi seti seçimi. \*\* AR modelinin tek gizli katmanlı tek nöronlu modele karşı LM test süreçleridir. Birinci nöronda optimum girdi seti braket içinde verilmektedir. \*\*\*Tek nöronlu modelin çift nöronlu modele karşı sınanması. Birinci nöronda optimum girdi seti veri iken ikinci nöronun girdi seti braket içinde verilmektedir. \*\*\*\*Üç nöronlu model iki nöronlu modele karşı test edilmektedir. Programda test döngüsünden çıkıldığından p değerleri verilmemektedir. [ ] içinde test edilen 3.cü nörona dahil edilen girdi seti verilmektedir.

Tablonun birinci kısmında yer alan  $LM_{SANN}$  testi ile doğrusallık SANN tipi nonlineariteye karşı reddedilmektedir. Bu aşamada uygulanan  $LM_{SANN}$  testinde Lee et al. (1993) ANN tipi nonlinearite testi esas alınmakta olup optimum girdi seti ve nöron sayısından bağımsızdır.

MLSTAR modeli için AR modelinden hareket edilerek AIC bilgi kriteri çerçevesinde maksimum gecikme değeri 6 olarak seçilmiştir. Öte yandan, gecikme uzunluğu ANN tipi doğrusal olmayan yapıda modele dahil edildiğinde, bağımlı değişkenin açıklanmasında 13. gecikmeye kadar bilgi alınabildiği görüldüğünden Tablo’da yer alan test süreçlerinde maksimum gecikme 13 olarak belirlenmektedir. LM tipi test süreçlerinin esas alınmasıyla, doğrusallık SANN tipi modellere karşı sınanarak bu modellerin LM istatistiklerini maksimize eden (p değerini minimize eden) model ile girdi seti [1,2,4,5,6,7,9,12,13] gecikmelerine karşılık gelmektedir. Dolayısıyla, incelenen modeller içerisinde reddedilme derecesinin en güçlü olduğu SANN modelinde gizli katmanda [1,2,4,5,6,7,9,12,13] gecikmeleri kullanılacaktır.

<sup>14</sup> MATLAB programı Terasvirta’nın sitesinde yer alan NN toolbox programı düzenlenerek oluşturulmuştur.

İkinci kısımda  $LM(1)_{SANN}$  testi ile AR(6) yapısındaki doğrusal model, tek gizli katmanlı SANN modeline karşı sınanmaktadır. AR(6) modelinin tek gizli birimli SANN modeline karşı en güçlü reddedildiği model için gizli birim girdi seti [1,2,6,7,9,12,13] olarak seçilmektedir.

Üçüncü sütunda iki nöronlu SANN modeli, tek nöronlu SANN modeline karşı sınanarak, iki nöronlu SANN modeli tek nöronlu modele karşı reddedilememektedir. İki nöronlu SANN tipi nonlinearitynin en güçlü kabul edildiği modelde girdi seti seçiminde birinci nöronda [1,2,6,7,9,12,13] gecikmeleri kabul edilirken, ikinci nöronda [1,2,4,6,12,13] girdi seti yeralmaktadır.

Son sütunda,  $LM(3)_{SANN}$  testi ile 3 nöronlu bir model 2 nöronlu bir modele karşı sınanmış, sınanan modeller içerisinde en küçük p değerine [1,2,6,7,9,12,13] girdi setinin seçilmesiyle ulaşılmışsa da, üç nöronlu SANN(3) modeli, iki nöronlu SANN(2) modeline karşı kabul edilememektedir. Optimum model mimarisinin seçilmesinde SANN(2) modeli esas alınacaktır<sup>15</sup>.

Üçüncü aşamada SANN modeli tahmin edilmektedir. Tablo'dan hareketle, iki nöronlu modelde doğrusal olmayan girdi seti  $LM(1)_{SANN}$  ve  $LM(2)_{SANN}$  testleri ile belirlenen girdi setleri olan [1,2,6,7,9,12,13] ve [1,2,4,6,12,13] setlerinin birleştirilmesiyle toplam doğrusal olmayan girdi seti [1,2,4,6,7,9,12,13] biçiminde seçilmektedir. SANN modelinde başlangıç değerleri önem taşımaktadır. 10000 adet farklı başlangıç değeri rassal olarak seçilerek elde edilen en düşük SSR'ye sahip model seçilmiştir<sup>16</sup>.

Tek gizli katmanlı, iki nöronlu SANN modeli,

$$y_t = -0.17 - 0.83y_{t-1} - 0.82y_{t-2} - 0.48y_{t-3} - 0.35y_{t-4} - 0.27y_{t-5} - 0.10y_{t-6}$$

$$(0.23) \quad (0.06) \quad (0.07) \quad (0.08) \quad (0.08) \quad (0.08) \quad (0.06)$$

$$-1.47 \times F_1(\mathbf{a}'_1 \tilde{\mathbf{x}}, c_1) + 1.59 \times F_2(\mathbf{a}'_2 \tilde{\mathbf{x}}, c_2) + \varepsilon_t \quad (0.32)$$

$$(0.273) \quad (0.268)$$

$$F_1(\mathbf{a}'_1 \tilde{\mathbf{x}}, c_1) = \frac{1}{1 + \exp(-0.61(-0.92y_{t-1} + 1.59y_{t-2} + 0.81y_{t-4} + 1.10y_{t-6} + 0.93y_{t-7} - 0.93y_{t-9} + 0.90y_{t-12} + 0.64y_{t-13} - 1.39))}$$

$$F_2(\mathbf{a}'_2 \tilde{\mathbf{x}}, c_2) = \frac{1}{1 + \exp(-2.08(-1.37y_{t-1} + 0.003y_{t-2} + 0.40y_{t-4} + 0.69y_{t-6} + 0.48y_{t-7} - 0.97y_{t-9} - 1.02y_{t-12} - 1.35y_{t-13} - 0.61))}$$

$$F(8, 262) = 32.31, \text{RMSE} = 0.935, R^2 = 0.50, \bar{R}^2 = 0.48, \text{dw} = 2.02, \delta_{\varepsilon, SANN} = 0.92,$$

$$\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, MLSTAR} = 0.99, \delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.95, \delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.90, \text{JB} = 27.25 (0.00),$$

<sup>15</sup> Test edilen SANN(3) modelleri içerisinde hiç bir model istatistiki olarak anlamlı bulunmadığından (p değeri yeterince düşük bulunmadığından) MATLAB program döngüsünden çıkılmaktadır.  $LM(3)_{SANN}$  istatistiği için p-değeri raporlanamamıştır.

<sup>16</sup> Farklı başlangıç değerleri ile modelin tekrar optimize edilmesi yöntemi, Kuan ve Liu (1995), Anders ve Korn (1999), Anders et. al. (2001) çalışmalarından devralınmıştır. Farklı olarak, bilgisayar sistemlerindeki gelişmelerle paralel olarak, model tahmin adeti 10 000'e yükseltilmiştir.

SW=0.9564 (0.00), SK Normallik=27.25 (0.00), Ol.(s)=0.00, Ol.(k)=0.00, ARCH(1)=1.04(0.31), ARCH(4)=5.24(0.26), RESET=1.55 (0.20).

Modelde, standart sapmalar parantez içindedir. Diagnostik testlerde ise, parantez içerisinde olasılık değerleri verilmiştir.

Modelde, hata terimlerinde  $q=1$  ve  $q=4$  dereceleri için ARCH-LM testlerinde, hesaplanan  $\chi^2(q)$  istatistikleri sırasıyla 1.04 ve 5.24 olup, kritik tablo değerleri % 5 anlamlılık seviyelerinde sırasıyla  $\chi^2(1)=11.070$  ve  $\chi^2(4)=9.236$ 'dır. ARCH-LM testleri kapsamında hata terimlerinde birinci derece ve dördüncü dereceden koşullu heteroskedastisite olmadığı önsavları istatistiksel olarak kabul edilmektedir.

Reset testinde, hesaplanan F istatistiği 1.55 olup, tablo kritik değeri olan  $F[(29-1),(285-29),\alpha=0.05]=1.64$ 'ten büyük olduğundan, modelde yanlış tanımlama olmadığı önsavı reddedilememektedir<sup>17</sup>.

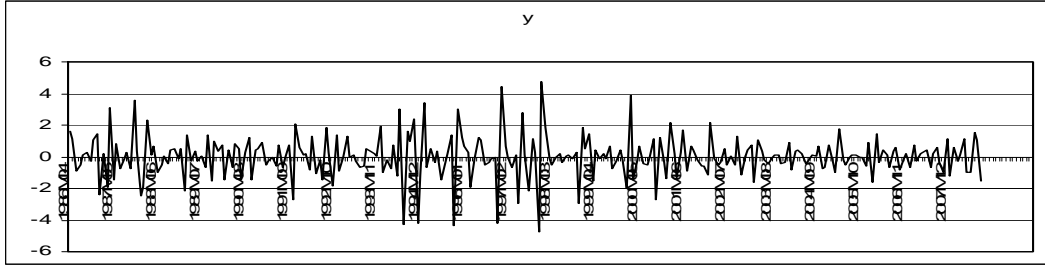
Hata terimlerinin standart sapmalarının karşılaştırılması için,  $\delta_{\varepsilon,SANN} / \delta_{\varepsilon,MLSTAR} = 0.99$ ,  $\delta_{\varepsilon,SANN} / \delta_{\varepsilon,LSTAR} = 0.95$  ve  $\delta_{\varepsilon,SANN} / \delta_{\varepsilon,AR} = 0.90$  oranları hesaplanmıştır. SANN modelinin hata terimlerinin standart sapması nispi olarak en düşük değeri sağlarken, diğer doğrusal olmayan ekonometrik modeller içerisinde MLSTAR modeline karşı iyileşme %1'lik bir seviyededir.

Modelin hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu önsavının test edildiği Jarque Berra testinde dolu önsavı olan normal dağılımın sağlanmadığı kabul edilmektedir. Aynı çerçevede, Shapiro Wilk W istatistiği 0.96 olarak hesaplanmış olup hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu kabul edilememiştir. SK testi ile 3. ve 4. momentlerin JB yapısına benzer şekilde beraber test edildiği SK normallik testinde SK istatistiği 27.25 hesaplanarak tablo  $\chi^2(2)=5.99$  değerinden büyük bulunmaktadır. SK normallik testi 3. moment ve 4. moment için ayrı ayrı yapılarak, olasılık değerleri Ol.(s)=0.00, Ol.(k)=0.00 bulunmakta, çarpıklığın sıfıra eşit olduğu ve basıklığın üçe eşit olduğu boş önsavları kabul edilememektedir. Dolayısıyla, normalliğin sağlanamamasına ilişkin 3.cü ve 4.cü momentlere ilişkin bir ayırmda bulunulamamıştır.

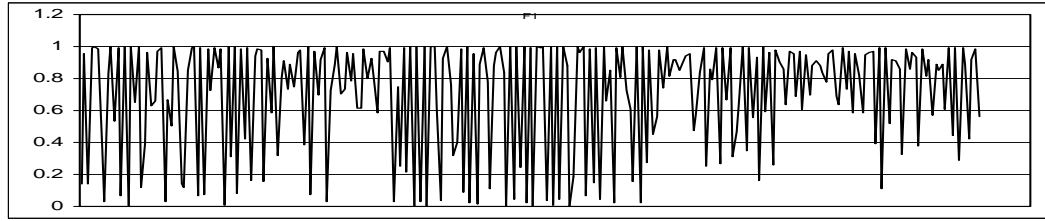
AR, LSTAR ve MLSTAR modelleri için elde edilen JB test istatistiklerinin sırasıyla 310, 140 ve 155 olarak bulunduğu göz önüne alınırsa, SANN modeli için JB istatistiği 27.25 elde edilmiş olup, nispi olarak önemli bir iyileşmeye işaret etmektedir. Bu kapsamda, doğrusal olmayan modellere hareket edilerek özellikle kriz yıllarında gerçekleşen ve normallik varsayımının sağlanamamasında önemli rolü olan aşırı değerlerin özellikle SANN modelinde önemli ölçüde yakalandığı sonucuna varılmaktadır.

Şekil'de, SANN modelinin aktivasyon fonksiyonları olan F(1) ve F(2) lojistik fonksiyonlarının ürettiği değerler ve bağımlı değişken olan faiz ödemeleri oranı yeralmaktadır.

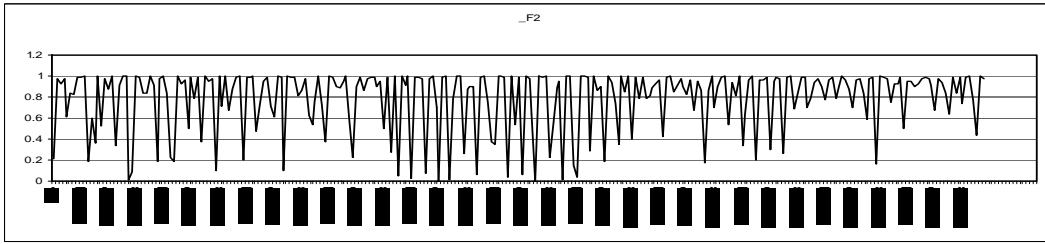
<sup>17</sup> Çalışmada takip edilen yöntem kapsamında, deterministik ANN modellerinden farklı olarak daha parsimonik modeller elde edilmektedir. Öte yandan, SANN modelinde F testinin pay ve payda kısımlarında tahmin edilen parametre sayısının yüksekliği sebebiyle gerçekleştirilen serbestlik derecesi düzeltmesi sonucunda tablo F değerinin önemli ölçüde düştüğü; dolayısıyla, geçiş yapısının tek bir geçiş değişkeninin fonksiyonu olan LSTAR modeliyle kıyaslandığında, boş önsavının daha güçsüz reddedilmesinin kaçınılmaz olduğu görülmektedir.



(a) Bağımlı değişken



(b) Birinci aktivasyon fonksiyonu



(c) İkinci aktivasyon fonksiyonu

### Şekil 5.11 SANN Modelinde Geçiş Fonksiyonları ve Faiz Ödemeleri Oranı Serisi

Nöronların aktiviteleri, bağımlı değişken olan *lnfood1* serisinin izlediği patika çerçevesinde incelenirse, kabaca 1994–1995, 1997-1999, 2001 sonu-2002 son çeyreği, 2005-2006 ve 2007 ortası - 2008'in son çeyreği dönemlerinde nöron aktivitelerinin arttığı görülmektedir. Öte yandan, bu dönemler içerisinde borç faiz ödemelerinde gerçekleşen yapıda, 1994 Krizi ve kriz sonrası etkilerini içeren 1995 yılı; 1997, 1998 Asya ve Rusya Krizleri ve küresel kredi piyasalarındaki gelişmeler ve diğer etmenler kanalıyla Türkiye ekonomisi üzerindeki etkileri; Kasım–2000 Şubat–2001 Ekonomik Krizleri, 2007 – 2008 Krizi yer almaktadır.

### MLP Modeli

Çok Katmanlı Perseptron Modelleri deterministik bir ANN modelidir. MLP modeli yarı-parametrik bir model olmakla beraber, parametreleri incelenebilmektedir. Çalışmada, MLP modeli, SANN modelinde olduğu gibi parametrik bir yapıda tahmin edilmiştir. Model mimarisi seçimi için başvuru LM testleri esas alınmış, girdi seti faiz ödemeleri oranı serisinin [1,2,4,6,7,9,12,13] gecikme seti olarak belirlenmiştir. Eşik değerinin girdi setine eklenmesiyle toplam 9 girdi kullanılmıştır. Nöron adeti 2 olarak belirlenmiştir. MLP



modelinde doğrusal kısayol olarak adlandırılan bir doğrusal AR kısmı bulunmamaktadır. Dolayısıyla model, SANN modelinden farklı olarak AR(6) doğrusal kısmı içermemektedir.

MLP modellerinde  $t$  değerlerinin hesaplanabilmesi için standart sapmalara ihtiyaç duyulmaktadır<sup>18</sup>. Çalışmada,  $t$  değerlerinin hesaplanması için bootstrap yöntemi uygulanmıştır. Bu çerçevede, 1000 adet replikasyon gerçekleştirilmiştir. Bootstrap yönteminin MLP modeli için uyarlandığı yöntemde, örneklem eğitime, test, validasyon olmak üzere 3 alt örneklem, toplam örneklemle sırasıyla %60, %20 ve %20 'sine denk gelmektedir. Her alt set, rassal olarak her 1000 replikasyon için tekrar seçilmiştir. Elde edilen parametre tahminlerinin dağılımları incelenerek standart sapmaları hesaplanmıştır<sup>19</sup>.

MLP(9:2:1) modelinde, girdi katmanı sabit terim dahil olmak üzere 9 adet elemana sahipken, gizli katmanda lojistik tanımlı 2 nöron ve çıktı katmanında 1 doğrusal fonksiyonla tanımlanarak tahmin edilmiştir,

$$y_t = -14.07 + \left( 14.74 \times F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1) + 14.58 \times F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_1) \right) + \varepsilon_t \quad (0.33)$$

(0.26)      (0.84)      (0.86)

$$F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1) = \frac{1}{1 + \exp\left(-\left(-3.57y_{t-1} - 5.15y_{t-2} + 0.31y_{t-4} - 2.76y_{t-6} + 3.30y_{t-7} + 5.19y_{t-9} - 0.27y_{t-12} + 3.64y_{t-13} + 7.06\right)\right)}$$

(1.40)      (0.65)      (0.44)      (0.82)      (1.41)      (0.60)      (0.42)      (0.79)      (0.46)

$$F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_2) = \frac{1}{1 + \exp\left(-\left(-4.69y_{t-1} - 1.20y_{t-2} + 4.27y_{t-4} - 3.49y_{t-6} + 4.55y_{t-7} + 1.27y_{t-9} - 4.31y_{t-12} + 3.63y_{t-13} - 7.075\right)\right)}$$

(0.72)      (0.32)      (0.24)      (1.06)      (0.70)      (0.30)      (0.22)      (1.01)      (0.416)

$$RMSE = 0.929, R^2 = 0.49, \bar{R}^2 = 0.47, dw =, \delta_{\varepsilon, MLP} = 0.93,$$

$$\delta_{\varepsilon, MLP} / \delta_{\varepsilon, SANN} = 1.01, \delta_{\varepsilon, MLP} / \delta_{\varepsilon, MLSTAR} = 1.00, \delta_{\varepsilon, MLP} / \delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.96, \delta_{\varepsilon, MLP} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.92,$$

$$JB = 70.82 (0.00), SW = 0.95857 (0.00), SK \text{ Normallik} = 26.42 (0.00), Ol.(s) = 0.00, Ol.(k) = 0.00,$$

$$ARCH(1) = 0.04(0.83), ARCH(4) = 0.12 (0.72), RESET = 1.24 (0.22).$$

Modelde, standart sapmalar parantez içindedir. Diagnostik testlerde ise, parantez içerisinde olasılık değerleri verilmiştir.

<sup>18</sup> Deterministik MLP modelleri için standart sapmalar raporlanmamaktadır. MLP modellerinde standart sapma hesaplanması için gözlem sayısı x parametre sayısı boyutunda olan gradiente ulaşırsa, gradientin kullanılmasıyla standart sapmaların hesaplanması mümkündür. Ancak hata geri yayma algoritması ile tahmin edilen modellerde gradient raporlanmamaktadır. Bu modellerde, gradient elde edilse de hata geri yayma algoritması test setinde modelin genelleştirme gücü yükselmeye başladığı noktada optimizasyonu kesmektedir. Bu çerçevede, modelin tahmin gücünün artırılması amaçlanmaktadır. Bu yaklaşımda, tahmin seti için model henüz optimize olmadan test setinde tahmin gücünün yükselmeye başlamasıyla optimizasyon kesildiğinden, elde edilecek standart sapmaların yüksek hesaplanması beklenmektedir.

<sup>19</sup> Girdi seti seçimi Terasvirta et. al. (2006) MATLAB kodu ile yapılmıştır. Model tahminleri STATISTICA programı için yazılan PMML koduyla gerçekleştirilmiştir. Bootstrap işleminin 10,000 replikasyon ile tekrarlanması hedeflenmiş ancak bilgisayar teknolojisi sınırları nedeni gerçekleştirilememiştir.

Modelde, standart sapmalar parantez içinde verilmiştir. Birinci nöron olan  $F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1)$  için,  $y$  serisinin 4. ve 12. gecikmelerinin parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamsız bulunurken, 1., 2., 6., 7., 9. ve 13. gecikmelerin parametre tahminleri anlamlı bulunmuştur. Eşik değeri 7.06 olup istatistiksel olarak anlamlı kabul edilmiştir. İkinci nöron olan  $F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_2)$  içerisinde yeralan parametre tahminleri ve eşik değeri anlamlı bulunmaktadır.

Hata terimlerinde  $q=1$  ve  $q=4$  dereceleri için ARCH-LM test istatistikleri 0.04 ve 0.12'dir. Kritik tablo değerleri % 5 anlamlılık seviğinde  $\chi^2(1)=11.070$  ve  $\chi^2(4)=9.236$  olup hata terimlerinde birinci derece ve dördüncü dereceden ARCH etkisi olmadığı önsavları kabul edilmiştir. Reset testinde hesaplanan F istatistiği 1.24, tablo kritik değeri olan 1.64'ten büyüktür. Modelde yanlış tanımlama olmadığı önsavı kabul edilmiştir. Hata terimlerinin standart sapmaları oranları  $\delta_{\varepsilon,MLP} / \delta_{\varepsilon,SANN} = 1.01$ ,  $\delta_{\varepsilon,MLP} / \delta_{\varepsilon,MLSTAR} = 1.00$ ,  $\delta_{\varepsilon,MLP} / \delta_{\varepsilon,LSTAR} = 0.96$  ve  $\delta_{\varepsilon,MLP} / \delta_{\varepsilon,AR} = 0.92$  olarak hesaplanmıştır. MLP ve MLSTAR modellerinin hata terimleri standart sapmaları oranı 1 olup, sistematik olmayan kısmın eşit oranda modellendiğini işaret etmektedir. MLP modeli, AR ve LSTAR modellerinden daha iyi sonuç verirken, SANN modeli için elde edilen standart sapma MLP modeli için elde edilen standart sapmadan daha küçük bulunmuştur. JB, SW ve SK testleri ile hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu kabul edilememiştir. SK normallik testi 3. moment ve 4. moment için ayrı ayrı yapılarak, olasılık değerleri Ol.(s)=0.00, Ol.(k)=0.00 bulunmuştur. MLP modeli için elde edilen JB, SW ve SK istatistikleri, AR, LSTAR ve MLSTAR modelleri için elde edilen istatistiklerden büyük ölçüde düşük hesaplanmıştır.

MLP modeli, SANN ve STAR modellerinden farklı olarak geçişin hızını ölçülmesinde faydalanan gamma parametresine sahip değildir. STAR modellerinde geçiş tek bir zaman serisinin fonksiyonudur. Bir STAR modelinde lojistik geçiş fonksiyonu,

$$F_2(\gamma, y_{t-d}, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(y_{t-d} - c))} \quad (0.34)$$

biçimindedir. Geçiş fonksiyonu içerisinde  $y_{t-d}$  geçiş değişkeninin parametresi 1'e normalize edilmiştir. LSTAR geçiş fonksiyonunda normalizasyon işleminin tersine alınması için  $\gamma$  parantez içine alınarak  $y_{t-d}$  ve  $c$  ile çarpılırsa,

$$F_2(\gamma, y_{t-d}, c) = \frac{1}{1 + \exp(-(\gamma y_{t-d} - \gamma c))} \quad (0.35)$$

elde edilen fonksiyonda  $\gamma c = \tilde{c}$  yazılarak,

$$F_2(\gamma, y_{t-d}, c) = \frac{1}{1 + \exp(-(\gamma y_{t-d} - \tilde{c}))} \quad (0.36)$$

biçimini almaktadır. Yukarıda izlenen aşamalar MLP modelinin aktivasyon fonksiyonları içerisinde en büyük parametre tahmini için normalize edilmiştir.

Tahmin edilen MLP (9:2:1) modelinin bir diğer gösterimi,

$$y_t = -14.07 + (14.74 \times F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1) + 14.58 \times F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_1)) + \varepsilon_t \quad (0.37)$$

$$(0.26) \quad (0.84) \quad (0.86)$$

$$F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1) = \frac{1}{1 + \exp(-5.15(-0.69y_{t-1} - 1.00y_{t-2} + 0.06y_{t-4} + 0.54y_{t-6} + 0.64y_{t-7} + 1.01y_{t-9} - 0.05y_{t-12} + 0.55y_{t-13} + 1.37))}$$

$$(-7.87) \quad (-2.54) \quad (-) \quad (0.71) \quad (-3.34) \quad (2.33) \quad (8.70) \quad (-0.63) \quad (3.63) \quad (15.27)$$

$$F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_2) = \frac{1}{1 + \exp(-4.69(+1.00y_{t-1} + 0.26y_{t-2} - 0.91y_{t-4} + 0.74y_{t-6} - 0.97y_{t-7} - 0.27y_{t-9} + 0.91y_{t-12} - 0.77y_{t-13} + 1.51))}$$

$$(6.50) \quad (-) \quad (-3.81) \quad (17.88) \quad (-3.28) \quad (6.51) \quad (4.14) \quad (-19.37) \quad (3.59) \quad (16.99)$$

Model (0.37) ile verilen MLP modeli, (0.33) ile verilen MLP modelinin farklı bir gösterimidir. Bu çerçevede, birinci aktivasyon fonksiyonunda gamma parametresi en büyük parametre tahminine sahip  $y(t-2)$  serisi için normalize edilirken, ikinci aktivasyon fonksiyonunda  $y(t-1)$  için oluşturulmuştur. MLP modelinin parametre tahminlerinin  $t$  değerleri parantez içinde verilmiştir. Normalizasyon işlemi sonunda, birinci nöron içerisinde  $y(t-2)$  ve ikinci nöron içerisinde  $y(t-1)$  değişkenlerinin  $t$  değerleri bulunmamaktadır. Bu durum, izlenen yöntemde model için hesaplanan gradientte yeralan, parametre tahminlerine ilişkin vektörlerin gamma parametrelerini içermemesinden kaynaklanmıştır.

MLP modelinin parametrik yapıda incelenmemesinin bir diğer sebebi modelin esnek yapısından kaynaklanmaktadır. MLP modelinde, parametreler diğer parametrelerin fonksiyonu olarak iç içe modellenmekte, dolayısıyla yorumlanması zorlaşmaktadır. MLP modelleri stokastik yapıda yorumlanmadığı için girdi seti içinde yeralan değişkenlerin model için anlamlılığı girdilere ilişkin nodların (bağlantıların) modelden çıkartılmasıyla, modelin tekrar tahmin edilerek elde edilen iki modelin tahmin gücünün karşılaştırılmasına dayanan global hassasiyet analizine başvurulmuştur. Global hassasiyet analizi, elde edilen modeller için hesaplanan MSE değerlerinin birbirine bölünmesiyle gerçekleştirilmiştir.

MLP modeli için hassasiyet analizi aşağıdaki tabloda yer almaktadır. Tablo'da, global hassasiyetin 1'den büyük olması, ilgili değişkenin modele dahil edilmesiyle modelin açıklayıcı gücünün arttığına işaret etmektedir. Analiz kapsamında, tüm girdi değişkenleri model için anlamlı kabul edilmiştir<sup>20</sup>.

MLP modelinin parametrik yorumlanmamasının bir diğer sebebi farklı başlangıç noktaları için modelde ilişkinin yönü ve büyüklüğünün farklı olmasıdır. McNelis (2005), STR-NN modeli için örneklemin başı, ortası ve sonunda girdi değişkenlerine göre kısmi türev alınması yöntemine başvurmuştur. Bu yöntem ile, parametrik olmayan bir modelde ilişkinin yönü ve derecesi belli gözlem noktaları için ölçülmektedir.

<sup>20</sup> Bu noktada elde ettiğimiz sonuçlar stokastik çerçevede ele alınan yaklaşımdan farklı olup, anlamlılık ile yalnız tahmin gücünde iyileşme kastedilmektedir.

**Tablo 7. MLP Modeli Global Hassasiyet Analizi**

Girdi Değişkenleri							
$Y(t-1)$	$Y(t-2)$	$Y(t-4)$	$Y(t-6)$	$Y(t-7)$	$Y(t-9)$	$Y(t-12)$	$Y(T-13)$
2.08	1.45	1.10	1.05	1.03	1.06	1.19	1.20

\*MLP (9:2:1) modelinin MSE'si paydada; girdi değişkenleri teker teker model dışında bırakılarak hesaplanan modellerin MSE değerleri pay kısımlarında yer almaktadır.

Çalışmada, McNelis (2005) yönteminden farklı olarak daha kapsamlı bir yöntem olan ve ANN yazınında uygulama alanına sahip bölgesel hassasiyet yöntemine başvurulmuştur. Bu yöntem kapsamında, girdi seti için harita taraması gerçekleştirilmiştir. Girdi seti için maksimum ve minimum değer aralıkları belirlenerek küçükten büyüğe 10 eşit aralığa ayrılmıştır. Bu noktalara karşılık gelen gözlem değerleri belirlenerek girdi değişkenlerine göre kısmi türevler alınmıştır. MLP modelinde, girdi seti için farklı noktalarda bölgesel kısmi türevler, o bölgelerde ilişkinin boyutu ve yönü hakkında bilgi sunmaktadır.

Bölgesel hassasiyet için gerçekleştirilen kısmi türev analizi sonuçları Tablo 8'de yer almaktadır.

**Tablo 8. MLP Modeli İçin Kısmi Türev Analizi**

	$Y(t-1)$	$Y(t-2)$	$Y(t-4)$	$Y(t-6)$	$Y(t-7)$	$Y(t-9)$	$Y(t-12)$	$Y(T-13)$
<b>Minimum</b>	-2.95	-0.83	-1.54	1.13	0.51	0.00	0.86	-0.03
<b>2</b>	-4.44	-1.96	-1.40	1.11	0.53	-0.05	1.41	1.04
<b>3</b>	-5.31	-2.90	-0.90	1.07	0.55	-0.13	1.76	1.91
<b>4</b>	-5.34	-3.20	-0.23	1.01	0.57	-0.24	1.87	2.34
<b>5</b>	-4.61	-2.72	0.28	0.94	0.59	-0.37	1.74	2.28
<b>6</b>	-3.42	-1.77	0.45	0.85	0.61	-0.44	1.46	1.86
<b>7</b>	-2.14	-0.81	0.38	0.75	0.63	-0.38	1.10	1.27
<b>8</b>	-1.03	-0.12	0.23	0.66	0.65	-0.10	0.73	0.71
<b>9</b>	-0.21	0.26	0.10	0.56	0.67	0.36	0.42	0.27
<b>Maksimum</b>	0.31	0.40	0.02	0.46	0.69	0.84	0.17	-0.03

Açıklanan değişkenin en düşük %10'luk değer bölgesine düştüğü gözlem noktalarında,  $y(t-1)$  serisi için MLP modelinin kısmi türevi alındığında -2.95 elde edilmektedir.  $y(t-1)$  serisi için ilişkinin yönü maksimum %10 aralığına kadar negatif iken, maksimum aralığa ulaşıldığında pozitif (+0.31) olmaktadır. Benzer çerçevede,  $y(t-2)$ ,  $y(t-4)$ ,  $y(t-6)$ ,  $y(t-12)$  ve  $y(t-13)$  girdi değişkenlerinin kısmi türevleri küçükten büyüğe doğru

gidildikçe mutlak olarak azalmıştır.  $y(t-6)$ ,  $y(t-7)$  ve  $y(t-12)$  girdilerinin kısmi türevleri tüm noktalarda pozitif hesaplanmıştır.  $y(t-13)$  değişkeninin kısmi türevi minimum ve maksimum noktalarda -0.03 olarak hesaplanırken, diğer tüm noktalar için pozitif etkiye sahiptir. Elde edilen sonuçlar çerçevesinde, modelde girdi değişkenlerinin farklı büyüklükteki değerleri için modele katkısının farklılaştığı sonucuna varılmıştır.

### Tek Değişkenli Modellerin Tahmin Gücünün Değerlendirilmesi

Çalışmada, elde edilen LSTAR, MLSTAR, SANN ve MLP modelleri için tahmin gücünün karşılaştırılması amaçlanmıştır. AR, STAR ve SANN modellerinin tahmin gücünün karşılaştırılması amacıyla bir adım ötesi için RMSE değerleri hesaplanmıştır.

**Tablo 9. Bir Adım Ötesi İçin Tahmin Gücü Karşılaştırması: RMSE Değerleri**

	LSTAR	MLSTAR	SANN	MLP
<b>RMSE</b>	0.964	0.933	0.934	0.929
<b>RMSE Oranı*</b>	0.960	0.929	0.931	0.925

\*Doğrusal-olmayan modelin RMSE'si doğrusal AR modelinin RMSE'sine bölünerek hesaplanmıştır.

Tablo 9'da birinci satırda LSTAR, MLSTAR, SANN ve MLP modelleri için hesaplanan LSTAR modelinin RMSE'si 0.964'tür. LSTAR modelinden MLSTAR modeline geçildiğinde, RMSE oranı 0.933'e düşmektedir. SANN modelinin RMSE'si 0.934'tür. MLSTAR ve SANN modelleri için çok yakın sonuçlar elde edilmiştir.

İkinci aşamada, modellerin RMSE oranları birbirine oranlanmıştır. Birinci model olan AR modeli temel model seçilmiştir. Doğrusal modellerin tahmin edilmesi ile RMSE değerinde azalmanın ne ölçüde gerçekleştiğinin incelenmesi için doğrusal-olmayan modelin RMSE'si doğrusal AR modelinin RMSE'sine bölünmüştür. RMSE oranları 1'e eşit olduğunda karşılaştırılan iki modelin bir adım ötesi için tahmin gücü eşit hesaplanmaktadır. Diğer taraftan, RMSE oranı 1'in altına indikçe, doğrusal olmayan model açısından nispi olarak iyileşme sağlanmaktadır. LSTAR modelinin RMSE'sinin AR modelinin RMSE'sine oranı 0.96'dır. MLSTAR ve SANN modellerine geçildiğinde, RMSE oranları nispi olarak LSTAR modeli için elde edilen orandan düşüktür. MLSTAR ve SANN modelleri için elde edilen oranlar sırasıyla 0.929 ve 0.931 olarak hesaplanmaktadır.

STAR ve SANN modellerinin tahmin performansının karşılaştırılması için Diebold-Mariano (DM) eşit tahmin tutarlılığı testi kullanılmıştır<sup>21</sup>. DM testinde, kayıp fonksiyonlarında hata kareleri ortalaması (MSE) ve mutlak hata kareleri (MAE) tercih edilen kayıp fonksiyonlarıdır. Çalışmada, MAE esas alınmıştır. Diğer taraftan MSE ile benzer sonuçlar elde edilmektedir. Tahmin hataları farkının beklenen değeri,

$$E(d_t) = \bar{d} = \frac{1}{H} \sum_{i=1}^H [MAE(e_{1i}) - MAE(e_{2i})] \text{ olarak hesaplanmıştır. DM testinde boş önsavı}$$

altında  $H_0 : \bar{d} = 0$  eşit tahmin tutarlılığı yeralmaktadır. Dolu önsavı  $H_1 : \bar{d} \neq 0$  tahmin başarısının farklı olduğudur. DM test istatistiği H-1 serbestlik dereceli normal dağılıma uymaktadır. DM testi sonuçları aşağıdaki tabloda yeralmaktadır.

<sup>21</sup> DM test istatistiğinin hesaplanması çalışmanın Ekler bölümünde yeralmaktadır.

**Tablo 10. Diebold Mariano Testleri\***

	<b>AR</b>	<b>LSTAR</b>	<b>MLSTAR</b>	<b>SANN</b>	<b>MLP</b>
<b>AR</b>	-	<b>2.011</b> <b>(0.0443)</b>	<b>2.135</b> <b>(0.0328)</b>	<b>2.836</b> <b>(0.0046)</b>	<b>2.153</b> <b>(0.0314)</b>
<b>LSTAR</b>	-	-	<b>1.812</b> <b>(0.0699)</b>	<b>1.663</b> <b>(0.0964)</b>	<b>0.6116</b> <b>(0.5408)</b>
<b>MLSTAR</b>	-	-	-	<b>0.041</b> <b>(0.9676)</b>	<b>0.5064</b> <b>(0.6126)</b>
<b>SANN</b>	-	-	-	-	<b>0.2020</b> <b>(0.8399)</b>
<b>SMLP</b>	-	-	-	-	-

\* Kayıp fonksiyonu hata terimlerinin mutlak değeri (MAE) varsayılmıştır. Olasılık değerleri parantez içinde verilmiştir.

Tablo 10’da, LSTAR ve AR modelleri ikinci sütunda karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan DM istatistiği 2.011 olup yüzde 5 seviyesinde anlamlı olup AR ve LSTAR modellerinin eşit tahmin gücüne sahip olduğu önsavı reddedilmektedir. Üçüncü ve dördüncü sütunların ilk satırlarında MLSTAR ve SANN modelleri AR modeliyle karşılaştırılmaktadır. MLSTAR ve AR modelleri karşılaştırmasına yönelik DM istatistiği 2.135 olarak hesaplanarak her iki modelin eşit tahmin tutarlılığına sahip olduğu önsavı reddedilmektedir. Üçüncü sütunun birinci satırında AR ve SANN modelleri karşılaştırılmıştır. DM istatistiği 2.836 olup kritik t değeri olan 1.96’dan büyüktür. Yüzde 5 anlamlılık seviyesinde, SANN modeli ile AR modelinin eşit tahmin gücüne sahip olduğu önsavı kabul edilememektedir. Sırasıyla, LSTAR, MLSTAR ve SANN modellerinin AR modeliyle karşılaştırıldığı ilk satırda, doğrusal olmayan modellere hareket edildikçe, DM test istatistiğinin olasılık değerinin düştüğü dikkat çekmektedir. LSTAR modeli için DM test istatistiğinin olasılık değeri 0.04 iken, bu değer MLSTAR için 0.03’e gerilemektedir. Diğer taraftan, MLSTAR modelinin AR modeliyle karşılaştırılmasında kullanılan olasılık değeri 0.03 iken SANN modeli için bu değer 0.0046 olup önemli oranda tahmin gücü farklılığına işaret etmektedir. AR modeliyle karşılaştırıldığında, DM testi için en düşük olasılık değeri SANN modeli için elde edilmektedir.

Tablo 10’nın ikinci satırında, LSTAR modeli MLSTAR ve SANN modelleriyle karşılaştırılmıştır. LSTAR ve MLSTAR modellerinin eşit tahmin tutarlılığına sahip olduğu önsavı yüzde 10 anlamlılık seviyesinde reddedilirken DM test istatistiğinin olasılığı 0.069 olarak hesaplanmıştır. LSTAR ve SANN modelleri için DM istatistiği 1.66 olarak hesaplanmıştır. LSTAR ve SANN modellerinin eşit tahmin tutarlılığına sahip olduğu önsavı yüzde 10 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir.

MLSTAR ve SANN modelleri Tablo’da üçüncü satırda karşılaştırılmaktadır. MLSTAR ve SANN modelleri için DM istatistiği 0.96 olarak hesaplanmıştır. Her iki modelin eşit tahmin gücüne sahip olduğu önsavı yüzde 5 anlamlılık seviyesinde reddedilemeyerek, tahmin gücünün eşit olduğu önsavı kabul edilmiştir. Sonuç olarak, AR modeli tahmin gücü

açısından LSTAR ve MLSTAR modelleriyle karşılaştırıldığında, sırasıyla LSTAR ve MLSTAR modellerine geçildikçe giderek artan iyileşme sağlanmaktadır. AR modeliyle karşılaştırıldığında, en iyi tahmin gücü SANN modeli ile elde edilmiş, bu modele geçilmesiyle AR modeline ek olarak incelenen STAR ailesi modellerine karşı önemli iyileşme sağlanmıştır. STAR ve SANN modellerinin karşılaştırılmasında DM testine başvurulduğunda, eşit tahmin gücü MLSTAR modeli reddedilememiştir. DM testi ile elde edilen sonuçlar RMSE değerlerine ilişkin karşılaştırmalar ile benzer yapıdadır.

Elde edilen sonuçlar incelenen zaman serisi ve örnekleme için kabul edilmiştir. Ekonomilerde mali baskınlığın bir göstergesi olarak değerlendirilen iç ve dış borç faiz ödemeleri oranı serisinin doğrusal olmayan ve asimetrik özelliklerinin reddedilemeyeceği, doğrusal olmayan yapının modellenmesinde tek geçiş fonksiyonlu STAR modellerinin yetersiz kalabildiği ve faiz ödemeleri oranı serisinin ikiden fazla rejim içerdiği sonucuna varılmıştır.

Gözlem sayısının fazla olduğu doğrusal olmayan serilerde, doğrusal olmayan modellerin çalışmada tahmin edilen modellerden daha fazla rejimle modellenmesi mümkün olacaktır. Doğrusal olmayan modellerin tahmin gücü açısından başarısı için bu modellere sunulan geçmiş verilerin doğrusal olmayan veri türetim sürecini yeterli ölçüde sunması gereklidir. Gelecekte, STAR ve SANN modellerine ilişkin çalışmalarda, incelenen modellerin farklı örneklem büyüklüğünde ve farklı patikalar sergileyen serilere tatbik edilmesi önem taşıyacaktır.

AR modellerinden STAR ve SANN modellerine hareket edildiğinde JB, SW ve SK testlerinin normallüğünün daha güçsüz reddedildiği görülmüştür. Bu durum özellikle MLP ve SANN modelleri için de geçerlidir. Tüm modeller içinde hata terimlerinin normal dağılıma en fazla yakınsandığı model olarak SANN modeli belirlenmiştir. İncelenen zaman serisinde aşırı değerlerin veri türetim sürecine ilişkin bilgi taşıdığı ve doğrusal olmayan modellere hareket edildikçe, veri türetim sürecinin modellerin sistematik olmayan kısmından nispi olarak artan miktarda sistematik kısma dahil olduğu sonucuna varılmıştır.

## 6. SONUÇ

Mali baskınlık için kullanılan değişkenden elde edilen sonuçlara göre: faiz ödemelerinin artması ile hükümetlerin elindeki operasyonel gelir azalırken mali baskınlık artacağından FTPL kapsamında ele alınan zamanlar arası bütçe kısıtının sağlanmasında fiyat seviyesinin yükselerek bütçe eşdeğerliğini sağlaması gerekliliği ortaya çıkmaktadır. Faiz ödemeleri oranı serisi tek geçiş fonksiyonlu ve iki rejimli bir LSTAR modeli ile tahmin edilmiştir. Tahmin edilen LSTAR modelinin hata terimlerinde modellenememiş doğrusal olmama reddedilemeyerek faiz ödemeleri oranı serisi dört rejimli MLSTAR modeli ile tahmin edilmiştir. MLSTAR modelinde birinci ve ikinci geçiş fonksiyonlarında gamma parametreleri geçişin yumuşak olduğuna işaret etmektedir. Eşik değerleri sırasıyla 1.05 ve 4.001 olarak hesaplanırken, geçiş değişkenleri dönüştürülmüş faiz ödemeleri oranı serisinin 1. ve 3. gecikmeleri olarak hesaplanmaktadır. Faiz ödemeleri oranının 3 dönem önce eşik değeri olan 4.00'un üstüne çıkarken, 1 dönem önceki değerinin eşik değeri olan 1.05'in üstünde gerçekleştiği rejimde her iki  $F$  fonksiyonu da aktive olmaktadır. Bu durumun kriz dönemlerine karşılık gelmesinden hareketle, iç borçlanmanın ağırlığının zorunlu olarak yükseldiği, eşik değerlerinin altına inilemediği ve düzeltmenin gerçekleşmediği bir döneme karşılık geldiği görülmüştür. Nitekim borç vadeleri hızla azalırken faiz oranlarındaki hızlı artış beraberinde borç maliyetini yükseltmekte, borç faiz ödemeleri hızla artmakta, maliye

otoritesinin yoğun oranda iç borçlara yöneldiği, dolayısıyla operasyonel bütçenin zarar görerek mali baskınlığın arttığı sonucuna varılmıştır.

Faiz ödemeleri oranı serisi üçüncü olarak tek gizli katmanlı ve iki nöronlu SANN modeli ile tahmin edilmiştir. SANN modelinin hata terimlerinin standart sapması diğer modellerle karşılaştırılarak modelin açıklayıcı gücünün AR, LSTAR ve MLSTAR modellerinden fazla olduğu; ancak MLSTAR modeli ile SANN modeline yakın sonuçlar elde edildiği görülmüştür. AR, LSTAR ve MLSTAR modelleri için elde edilen normallik testleri sonuçları SANN modeli için elde edilen sonuçlarla karşılaştırıldığında, doğrusal olmayan modellere hareket edilerek özellikle kriz yıllarında gerçekleşen ve normallik varsayımının sağlanamamasında önemli rolü olan aşırı değerlerin özellikle SANN modelinde önemli ölçüde yakalandığı gözlenmiştir.

AR, LSTAR, MLSTAR ve SANN modellerinin tahmin gücü RMSE kriteri esas alınarak karşılaştırılarak doğrusal olmayan modellere hareket edildikçe RMSE oranının azaldığı görülmüştür. AR modeli tahmin gücü açısından LSTAR ve MLSTAR modelleriyle karşılaştırıldığında, LSTAR ve MLSTAR modellerine geçildikçe giderek artan iyileşme sağlandığı; AR modeliyle karşılaştırıldığında, en iyi tahmin gücünün SANN modeli ile elde edildiği; STAR ve SANN modellerinin karşılaştırılmasında DM testine başvurulduğunda, eşit tahmin gücünün LSTAR modeli için SANN modeli lehine reddedilirken MLSTAR modeli için reddedilemediği sonucuna varılmıştır.

Çalışmada, tahmin edilen modeller kapsamında doğrusal olmayan yöntemlerin daha açıklayıcı olduğuna karar verilmiştir.

## 7. KAYNAKÇA

Abel, Andrew B., Douglas Bernheim (1991), "Fiscal Policy with Impure Intergenerational Altruism". **Econometrica**. 59(6); 1687-1711.

Afonso, Antonio. (2009), "Disturbing the Fiscal Theory of Price Level: Can It Fit the EU-15?". **10th International Conference on Panel Data, 5-6 Haziran 2002**. Berlin.  
[http://econpapers.repec.org/cpd/2002/5\\_Afonso.pdf](http://econpapers.repec.org/cpd/2002/5_Afonso.pdf) [05.04.2009].

Akaike, Hirotoku. (1974) "A New Look at the Statistical Model Identification". **IEEE Transactions in Automatic Control**. s. 19.: 716-723.

Akçay, Cevdet, Emre Alper, Süleyman Özmucur. (1996) "Budget Deficit, Money Supply and Inflation: Evidence from Low and High Frequency Data for Turkey". **Boğaziçi Üniversitesi İktisat Bölümü Tartışma Metinleri**. No. 199612,  
[http://www.econ.boun.edu.tr/content/wp/ISS\\_EC\\_96\\_12.pdf](http://www.econ.boun.edu.tr/content/wp/ISS_EC_96_12.pdf) [21.02.2009].

Anders, Ulrich, Olaf Korn. (1999) "Model Selection in Neural Networks". **Neural Networks**. c. 12; 309-323.

\_\_\_\_\_, Christian Schmitt. (1998) "Improving the Pricing of Options: A Neural Network Approach". **Journal of Forecasting**. c. 17. s. 5: 369-388.



Arestis, Philip, Andrea Cipollini, Bassam Fattouh. (2004), "Threshold Effects in the US Budget". **Tor Vergata University CEIS Research Papers**. s. 18.

Bajo-Rubio, Oscar, Carmen Diaz-Roldan, and Vicente Esteve (2006), Is the budget deficit sustainable when fiscal policy is nonlinear? The case of Spain, **Journal of Macroeconomics** **28**: 596-608.

Baron, Richard. (1995) "Knowledge Extraction from Neural Networks: A Survey". **NeuroCOLT Technical Report Series**. NC-TR-94-040. 2-13.

Becker, Ralf, Denise Osborn. (2007) "Weighted Smooth Transition Regressions". **The University of Manchester Economics Discussion Paper Series**. s. 0724: 1-46.

Bénassy, Jean-P. (2007), "Ricardian Equivalence and the Intertemporal Keynesian Multiplier". **Economics Letters**. c. 94. s. 1: 118-123.

Benhabib, Jess, Stephanie Schmitt-Grohe, Martin & Uribe. (2001), "The Perils of Taylor Rules". **Journal of Economic Theory**. c. 96. s. 1-2: 40-69.

Bernheim, B. Douglas. (1987), "Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence". **NBER Macroeconomics Annual 1987**. Cambridge: MIT Press, 267-304.

Bohn, Henning. (1998), "The Behaviour of U.S. Public Debt and Deficits". **Quarterly Journal of Economics**. s. 113.: 949-64.

Boldin, Michael. (1999) "Should Policy Makers Worry about Asymmetries in the Business Cycle?". **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**. c. 3 s. 4.: 203-220.

Bredin, Don, Stuart Hyde, Gerard O'Reilly. (2008) "Regime Changes in the Relationship Between Stock Returns and the Macro Economy". **University College Dublin Graduate School of Business Discussion Papers**. no. 08-09.: 1-35.

Breiman, Leo, Jerome Friedman, Charles J. Stone. 1984, **Classification and Regression Trees**. 1. bs. Wadsworth: RA Olshen Books.

Bildirici, Melike, Özgür Ömer Ersin. (2008), "An Empirical Analysis of the Inflationary Effects of Costs of Domestic Debt Under Active and Passive Fiscal Policy". **Yapı Kredi Economic Review**. c. 19. s. 1: 3-24.

Bishop, Christopher. M. (1995), **Neural Networks for Pattern Recognition**. 1. bs. New York: Oxford University Press.

Bradley, Michael D., Denise W. Jansen. (2004), "Forecasting with a Nonlinear Dynamic Model of Stock Returns and Industrial Production. **International Journal of Forecasting**. c. 20: 321-42.

Caner M., Hansen B, (2001), "Threshold Autoregression with a Unit Root ," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 69(6);1555-1596

Carvalho, Alexandre, Martin Tanner. (2006), "Modelling Nonlinearities With Mixture of Experts Models of Time Series Models". **International Journal of Mathematics and Mathematical Sciences**. c. 2006. Article ID. 19423: 1–22.

Canzoneri, Matthew B., Robert E. Cumby, Behzad Diba. (2001) "Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency?". **The American Economic Review**. c. 91. s. 5.: 1221-1238.

\_\_\_\_\_. (2002), "Fiscal Discipline and Exchange Rate Systems". **The Economic Journal**. s. 111: 667-690.

Castelnuovo, Efrem, Luciano Greco, Davide Raggi. (2008), "Estimating Regime-Switching Taylor Rules with Trend Inflation". **Bank of Finland Research Discussion Papers**. s. 20: 1-43.

Chortareas G., Kapetanios G., Uctum M, (2008), "Nonlinear Alternatives to Unit Root Tests and Public Finances Sustainability: Some Evidence from Latin American and Caribbean Countries," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 70(5); 645-663

Cipollini, Andrea. (2001) "Testing for Government Intertemporal Solvency: A Smooth Transition Error Correction Model Approach". **The Manchester School**. 69(6), 643-655.

Claeys, Peter, Raul Ramos, Jordi Suriñach. (2008), "Testing the FTPL Across the Government Tiers". **Research Institute of Applied Economics Working Papers**. s. 12: 1-26.

Clements, Michael P., Hans-Martin Krolzig. (2003), "Business Cycle Asymmetries: Characterization and Testing Based on Markov Switching Autoregressions". **Journal of Business and Economic Statistics**. c. 21. s. 1: 196–211.

Cobb, Loren, Shelemyahu Zacks. (1988), "Nonlinear Time Series Analysis for Dynamic Systems of Catastrophe Type". **Nonlinear Time Series and Signal Processing**, 97–118.

Cochrane, John H. "A Frictionless View of Inflation". **Chicago University Graduate School of Business Working Papers**. 1998a. [www.gsb.uchicago.edu/fac/john.cochrane/](http://www.gsb.uchicago.edu/fac/john.cochrane/) [01.11.2008].

\_\_\_\_\_. (1998b ), "Long Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level". **Chicago University Graduate School of Business Working Papers**, [www.gsb.uchicago.edu/fac/john.cochrane/](http://www.gsb.uchicago.edu/fac/john.cochrane/) [01.11.2008].

\_\_\_\_\_. (2003), "Money as Stock". **Chicago University Graduate School of Business Working Papers**. <http://gsbwww.uchicago.edu/fac/john.cochrane/research/Papers/Fiscal> [01.11.2008].

John Considine & Liam A. Gallagher, 2004. "UK Debt Sustainability: Some Nonlinear Evidence and Theoretical Implications," **Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2004**

Cortrell, Marie, Bernard Girard, Yvonne Girard, Morgan Mangeas, Corinne Muller. (1995) "Neural Modeling for Time Series: A Statistical Stepwise Method for Weight Elimination". **IEEE Transactions on Neural Networks**. c. 6. s. 6.: 1355-1364.

Creel, Jérôme, Hervé Le Bihan. (2006) "Using Structural Balance Data to Test the Fiscal Theory of the Price Level: An Application to France and the USA". **Journal of Macroeconomics**. c. 28. s. 2: 338-360.

Creel, Jérôme and Kamber G., 2004. "Debt, deficits and inflation on the road to the EU: the case of Turkey," **Revue de l'OFCE**, Presses de Sciences-Po, vol. 91(5), pages 157-174

Cybenko, G. "Approximation by Superpositions of a Sigmoidal Function". **Mathematics of Control, Signals and Systems**. c. 2. s. 4. (1989): 303-314.

Çetintaş, Hakan. (2005), "Türkiye’de Bütçe Açıkları Enflasyonun Nedeni midir?". **İktisat, İşletme ve Finans**. c. 20. s. 229;115-131.

D'Agostino, Ralph B., Albert Balanger, Ralph B. D'Agostino Jr. (1990) "A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality". **American Statistician**. c. 44:316-321.

Da Rosa, Joel Correa, Alvaro & Veiga, Marcelo C. Medeiros. (2008), "Tree-Structured Smooth Transition Regression Models". **Computational Statistics & Data Analysis**, 52(5): 2469-2488.

Darby, Michael R. (1984), "Some Pleasant Monetarist Arithmetic". **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**. c. 8. s. 2: 15-20.

Davidson, Russell, James G. McKinnon. **Estimation and Inference in Econometrics**. 1. bs. Oxford: Oxford University Press, 1993.

Davies, Robert. (1977) "Hypothesis Testing When A Nuisance Parameter Is Present Only Under The Alternative". **Biometrika**. c. 64.: 247-54.

\_\_\_\_\_. "Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under The Alternative". **Biometrika**. c.74: 33-43.

Davig, Troy, Eric M. Leeper,( 2005), " Fluctuating Macro Policies and the Fiscal Theory". **NBER Working Papers**, no. 11212. <http://www.nber.org/papers/w11212> [01.02.2009].

Davig, Troy, Eric M. Leeper, Hess Chung ,( 2005),. " Monetary and Fiscal Policy Switching". **The Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Research Department Working Paper Series**. RWP 05-12.: 1-46.

van Dijk, D. and Franses, P.H., 1999, Modeling Multiple Regimes in the Business Cycle, **Macroeconomic Dynamics** 3, 311-340.

van Dijk, D., T. Teräsvirta and P.H. Franses 2000, Smooth Transition Autoregressive Models- A Survey of Recent Developments, **Econometric Institute Research Report EI2000-23/A**, Erasmus University.

Edielle N., Jackson T. H., Dodzi H.K., (2007) Efficacité technique des banques dans la CEMAC: Approche Data Envelopment Analysis" <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/9462/>

Ersin, Özgür Ömer. ,( 2005), “Fiyat Seviyesinin Mali Teorisi”. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi. Yıldız Teknik Üniversitesi. Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Favero, Carlo A & Giavazzi, Francesco, 2004. "**Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil**," CEPR Discussion Papers 4376.

Fialho, Marcelo L., Marcelo S. Portugal. ,( 2005), “Monetary and Fiscal Policy Interactions in Brazil: An Application of the Fiscal Theory of Price Level”. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. c. 35. s. 2: 657-685.

Franses, Philip Hans, Dick van Dijk. **Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance**. 1. bs. Londra: Cambridge University Press, 2000.

Hakkio, Craig S & Rush, Mark, 1991. "Is the Budget Deficit "Too Large?"," **Economic Inquiry**, vol. 29(3), pp. 429-45.

Hamilton, James D & Flavin, Marjorie A, 1986. "**On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing**," *American Economic Review*, vol. 76(4), pp. 808-19

Hansen, Mark, Bin Yu. (1998), “Model Selection and the Principle of Minimum Length”. **Journal of the American Statistical Association**. s. 96: 746-774.

Hansen, Bruce E. (1996), “Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis”. **Econometrica**. c.64. s.2; 413-430.

Haykin, Simon. (1999), **Neural Networks: a Comprehensive Foundation**. 2. bs. New Jersey: Prentice Hall.

Hendry, David F., Hans-Martin Krolzig. (2003), “New Developments in Automatic General-to-Specific Modelling”. **Econometrics and the Philosophy of Economics**. ed. B. P. Stigum. New York: Princeton University Press; 379–419.

Hendry, David F., Hans-Martin Krolzig. ,( 2005), “The Properties of Automatic Gets Modelling,” **Economic Journal**. s. 115: 32-61.

Huerta, Gabriel, Wenxin Jiang, Martin A.Tanner. ,( 2001), “A Comment on the Art of Data Augmentation”. **Journal of Computational Graphical Statistics**. s. 10: 82- 89.

\_\_\_\_\_. ,( 2003), “Time Series Modeling Via Hierarchical Mixtures”. **Statistica Sinica**. c. 4. s. 13: 1097–1118.

Jordan, Michael I., Robert A. Jacobs. (1994), “Hierarchical Mixtures of Experts and the EM Algorithm”. **Neural Computation**. s. 6: 181–214.

Kapetanios, George, Yongcheol Shin, Andy & Snell. ,(2003),"Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework". **Journal of Econometrics**. c. 112. s. 2: 359-379.

Kirchgässner, Gebhard, Silika Prohl. ,( 2008), “Sustainability of Swiss Fiscal Policy”. **Swiss Society of Economics and Statistics**. c. 144. s. 1: 57-83.

Koop, Gary, M. Hashem Pesaran, Simon M. Potter. (1996), "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models". **Journal of Econometrics**. c. 74. s. 1: 119-147.

Kuan, Chung-Ming, Halbert White. (1994), "Artificial Neural Networks: an Econometric Perspective". **Econometric Reviews**. s. 13: 1-91.

Kuan, Chung-Ming, Tung Liu. (1995), "Forecasting Exchange Rates Using Feedforward and Recurrent Neural Networks". **Journal of Applied Econometrics**. c. 10. s. 4: 347-364.

Lai, Tze Leung, Samuel Po-shing Wong. ,( 2001), "Stochastic Neural Networks With Applications to Nonlinear Time Series". **Journal of American Statistics Association**. s. 96: 968-981.

Leeper, Eric M. (1991), "Equilibria under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies". **Journal of Monetary Economics**. c. 27. s. 1. (1991): 129-147.

Lundberg, S., T. Teräsvirta, and D. van Dijk, 2003, Time-Varying Smooth Transition Autoregressive Models, **Journal of Business and Economics Statistics** 21, 104-121

Luukkonen, Ritva, Pentti Saikkonen and Timo Tera"svirta (1988) "Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models." **Biometrika** 75:491-499

Mandic, Danilo P., Jonathon A. Chambers. ,(2001), **Recurrent Neural Networks for Prediction: Learning Algorithms, Architectures and Stability**. 1. bs. West Sussex, İngiltere: John Wiley and Sons.

Matas-Mir, Antonio, Denise R. Osborn. ,(2004), "Does Seasonality Change Over the Business Cycle? An Investigation Using Monthly Industrial Production Series". **European Economic Review**. c. 48. s. 6: 1309-1332.

McAleer, Michael, Marcelo C. Medeiros. ,( 2008), "A Multiple Regime Smooth Transition Heterogeneous Autoregressive Model for Long Memory and Asymmetries". **Journal of Econometrics**. c. 147. s. 1: 104-119.

McCulloch, Warren S., Walter Pitts. (1943), "A Logical Calculus of the Ideas Immanent in Nervous Activity". **Bulletin of Mathematical Biophysics** c. 5. s. 4: 115-133.

McNelis, Paul D. ,( 2005), **Neural Networks in Finance: Gaining Predictive Edge in the Market**. Londra: Elsevier Academic Press.

Metin, Kivılcım. (1995), "An Integrated Analysis of Turkish Inflation". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. c. 57. s. 4. (1995): 513-529.

Ono, H. (2008), "Searching for Non-Linear Effects and Fiscal Sustainability in G-7 Countries", **Applied Economics Letters**, Vol (15): 457-460

Ozaki, Tohru. (1980) "Non-linear Threshold Autoregressive Models for Non-linear Random Vibrations". **Journal of Applied Probability**. c. 17: 84-93.

\_\_\_\_\_. “Non-linear Time Series Models and Dynamical Systems”. **Handbook of Statistics**. c. 5. ed. H. J. Hannan, P.R. Krishnaiah, M. M. Rao. Elsevier Science Publishers, 1985: 25-83.

Öcal, Nadir. ,( 2000), “Nonlinear Models for UK Macroeconomic Time Series”. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c. 3. s. 3: 123-135.

Öcal, Nadir, Denise R. Osborn. ,( 2000), “Business Cycle Non-linearities in UK Consumption and Production”. **Journal of Applied Econometrics**. c.15. s.1: 27-43.

Prado, Raquel, Francisco Molina, Gabriel Huerta. ,( 2006), “Multivariate Time Series Modeling and Classification via Hierarchical VAR Mixtures”. **Computational Statistics & Data Analysis**. c. 51. s. 3: 1445-1462.

Seater, John J. ve Mariano Roberto. (1985), “New Tests on Life-Cycle and Tax Discounting Hypotheses. **Journal of Monetary Economics**. c. 15. s. 2.: 195-215.

Sensier, Marie, Denise Osborn, Nadir Öcal. ,( 2002), “Asymmetric Interest Rate Effects for the UK Real Economy”. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. c. 64: 315–39.

Shapiro, Samuel S, M. B. Wilk. (1965), “An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples)”. **Biometrika**. c. 52. s. 3 - 4: 591–611.

Sims, Christopher A, Tao Zha. ,( 2006), “Were There Regime Switches in U.S. Monetary Policy?” **American Economic Review**. c. 96. s. 1: 54-81.

Skalin, Joakim, Timo Teräsvirta. (1999), “Another Look at Swedish Business Cycles, 1861-1988”. **Journal of Applied Econometrics**. c. 14. s. 4: 359-278.

Sollis, R. (2004), “Asymmetric Adjustment and Smooth Transitions: A combination of Some Unit Root Tests”, **Journal of Time Series Analysis**, Vol (25): 409-418.

Tanner, E. and Liu, P. (1994) “Is the Budget Deficit “too Large”: Some Further Evidence”. **Economic Inquiry**. 32, 511–18.